



F U N D A Ç ã O
GETULIO VARGAS

EPGE

Escola de Pós-Graduação
em Economia

Ensaio Econômico

Escola de

Pós-Graduação

em Economia

da Fundação

Getúlio Vargas

Nº 402

ISSN 0104-8910

A Aleatoriedade do Passeio na Bovespa: Testando a Eficiência do Mercado Acionário Brasileira

Cristiano Augusto Fernandes Coelho, Marco Antônio Cesar Bonomo, Ricardo Torres

Outubro de 2000

URL: <http://hdl.handle.net/10438/376>

Os artigos publicados são de inteira responsabilidade de seus autores. As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Fundação Getúlio Vargas.

ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Diretor Geral: Renato Fragelli Cardoso

Diretor de Ensino: Luis Henrique Bertolino Braidó

Diretor de Pesquisa: João Victor Issler

Diretor de Publicações Científicas: Ricardo de Oliveira Cavalcanti

Augusto Fernandes Coelho, Cristiano

A Aleatoriedade do Passeio na Bovespa:

Testando a Eficiência do Mercado Acionário Brasileira/

Cristiano Augusto Fernandes Coelho, Marco Antônio Cesar Bonomo,

Ricardo Torres - Rio de Janeiro : FGV,EPGE, 2010

(Ensaio Econômico; 402)

Inclui bibliografia.

CDD-330

A Aleatoriedade do Passeio na Bovespa: Testando a Eficiência do Mercado Acionário Brasileiro

Ricardo Torres^{*}

Marco Bonomo^{**}
(EPGE-FGV)

Cristiano Fernandes
(Departamento de Engenharia Elétrica, PUC-Rio)

RESUMO

Este artigo investiga versões do modelo de passeio aleatório dos preços de ativos em diversos horizontes de tempo, para carteiras diversificadas de ações no mercado brasileiro. Evidências contrárias a tal modelo são observadas nos horizontes diário e semanal, caracterizados por persistência. As evidências são mais fracas em períodos mais recentes. Encontramos também sazonalidades diárias, incluindo o efeito segunda-feira, e mensais. Adicionalmente, um padrão de assimetria de autocorrelações cruzadas de primeira ordem entre os retornos de carteiras de firmas agrupadas segundo seu tamanho também é observado, indicando no caso de retornos diários e semanais que retornos de firmas grandes ajudam a prever retornos de firmas pequenas. Evidências de não linearidades nos retornos são observadas em diversos horizontes de tempo.

ABSTRACT

We tested two versions of the random walk model for portfolios of Brazilian stocks. We found evidence of persistency in daily and weekly returns, rejecting the random walk models. Those evidences are weaker in recent periods. We also found a Monday effect, other seasonality effects for monthly returns, and asymmetric first order cross correlations on portfolios ranked by size. Non-linearities in returns are also detected at several time horizons.

^{*} Mestre em economia pela PUC-Rio e consultor.

^{**}Endereço para correspondência: Praia de Botafogo 119/1110, Rio de Janeiro 22553-900. E-mail: bonomo@fgv.br

1. INTRODUÇÃO

Uma das principais discussões na área de finanças refere-se à hipótese da eficiência do mercado de capitais. De acordo com esta hipótese, o sistema de preços deve refletir todo o conjunto de informação disponível aos seus agentes. O conceito de mercado eficiente possui implicações muito vagas, podendo ser acoplado a inúmeros modelos de determinação de preços de ativos. De fato, a testabilidade da hipótese de eficiência do mercado exige uma especificação mais precisa em relação ao comportamento esperado dos preços dos ativos, abrindo espaço para a formulação de modelos de equilíbrio.

Na taxonomia proposta por Fama (1970) um mercado é dito eficiente na forma fraca, quando for impossível se obter retornos anormais para qualquer ativo do mercado utilizando-se de informação acerca dos seus retornos passados. Se o nível de retorno considerado normal for constante, esta definição implica em um passeio aleatório para o (log do) preço de um ativo.

Observe que uma possível confirmação do modelo do passeio aleatório implicaria que as complexas técnicas de análise gráfica e os modelos econométricos de previsão univariada de preços de ativos, representariam um esforço inútil na busca de lucros extraordinários. De fato, estas implicações não são exclusivas do modelo de passeio aleatório, mas são consequências da eficiência da forma fraca do mercado. Em qualquer mercado eficiente da forma fraca, qualquer estratégia de *trading* baseada em informações passadas, não geraria lucros extraordinários, uma vez que todos os ativos refletiriam as informações disponíveis no mercado. Em tal mercado, há espaço, contudo, para que os agentes ajustem suas composições de carteira, a fim de que os mesmos sejam eficientes em termos das preferências individuais entre risco e retorno.

Uma boa quantidade de trabalhos empíricos norte-americanos voltou-se à questão dos testes do modelo de passeio aleatório. Embora os testes iniciais não fossem capazes de rejeitar tal hipótese, testes univariados mais potentes desenvolvidos posteriormente, os quais analisam retornos em diversos horizontes de tempo, apontaram no sentido da rejeição do modelo, com evidências de persistência nos retornos de curto prazo, e de reversão à média nos horizontes

de longo prazo ¹. Tais evidências apontavam no sentido de que os mercados não seriam eficientes na forma fraca, conforme a taxonomia de eficiência de Fama.

Se a partir do trabalho de Fama (1970), o modelo de passeio aleatório passou a ser amplamente considerado como sinônimo de eficiência, a elaboração de modelos de equilíbrio com retornos esperados variantes ao longo do tempo, representou uma grande mudança no pensamento acadêmico sobre a questão. O modelo de Lucas (1978) compatibiliza a possibilidade de previsibilidade intertemporal dos retornos com a existência de um mercado eficiente, em um contexto de expectativas racionais. A intuição básica do modelo é a de que o retorno de um ativo depende de sua covariância com estado de consumo agregado, o qual variando intertemporalmente, é capaz de gerar autocorrelações não nulas nos retornos esperados, e como consequência nos retornos realizados. O artigo de Fama e French (1988) levanta a possibilidade teórica de reversão à média nos retornos de longo prazo. Cechetti, Lam e Mark (1990) vão além ao reproduzir a autocorrelação negativa dos retornos de longo prazo das ações americanas com um modelo eficiente, calibrado com para os dados da economia americana². Posteriormente, Fama (1991) reexamina a sua taxonomia de eficiência de mercado, enfatizando a sua compatibilidade com a possibilidade de previsibilidade intertemporal de retornos.

Uma vez que o teste de eficiência de mercado é um teste conjunto, pressupondo um modelo específico de equilíbrio de retornos, sua rejeição gera, portanto, uma dicotomia, abrindo espaço para duas possíveis interpretações: a primeira é a de que o mercado realmente não é eficiente e o modelo de equilíbrio é correto, e a segunda é a de que o mercado é eficiente e o modelo de equilíbrio de retornos é mal especificado. Para os que preferem a primeira interpretação, a direção de pesquisa é o desenvolvimento de modelos que buscam explicar a origem e a persistência da ineficiência ³. Em relação à segunda interpretação, cabe

¹ Lo e Mackinlay (1988) e Conrad e Kaul (1988) encontram evidências de persistência nos retornos semanais. Fama e French (1988) encontram reversão à média da ordem de -32%, -36% e -34% em retornos de 3, 4 e 5 anos respectivamente, com dados norte-americanos no período de 1926-85. Seus resultados são confirmados por Poterba e Summers (1988). As evidências dos últimos são questionadas por alguns autores.

² Embora encontrem reversão à média nos retornos de longo prazo, Fama e French (1988) não a interpretam como indicação de ineficiência, justificando que as autocorrelações negativas podem ser motivadas por fatores macroeconômicos, e não por irracionalidades. Cechetti, Lam e Mark (1990) testam o modelo de equilíbrio intertemporal de retornos de Lucas (1978) com uma especificação do processo de dotação que gera reversão à média nos retornos de longo prazo, concluindo a favor da eficiência do mercado. Bonomo e Garcia (1994) mostram que a especificação do processo de dotação de Cechetti, Lam e Mark é inadequada.

³ Esta é a direção da literatura de *noise trading* em finanças, tendo-se como exemplo os artigos de Black (1986) e DeLong, Shleifer, Summers e Waldmann (1990).

observar que o erro de especificação do modelo pode estar associado à má especificação de hipóteses acessórias como uma má especificação do processo estocástico da dotação da economia, ou por uma má especificação das preferências do agente representativo. Para ambas as interpretações o conhecimento dos fatos estilizados relativos à previsibilidade de retornos é de extrema relevância para o desenvolvimento da investigação acadêmica.

Alguns estudos brasileiros levantam evidências de previsibilidade de retornos. Brito e Manazes (1981) realizam testes de autocorrelação serial com dados diários de ações no período de 1973 a 1980. Os autores encontram predominância de reversão à média nos retornos de ações nos testes realizados aos níveis de 1% e 5% em uma fração significativa das ações testadas. Cabe se observar que a reversão à média encontrada neste caso pode ser fruto de um problema de liquidez, pois a amostra do estudo considerou relevante qualquer ação que possuísse ao menos 45 observações de retorno (30 pares de observações para as autocorrelações de décima quinta ordem).

Correa e Pereira (1997) realizam uma discussão sobre previsibilidade e não linearidade do Ibovespa. No teste de normalidade, os autores encontram assimetria negativa e coeficiente de curtose ligeiramente inferior a três unidade nos retornos diários do Ibovespa no período de 17/04/91 a 29/11/93, não rejeitando a hipótese de distribuição normal. O teste de McLeod-Li (1983) apresenta indícios de não linearidade nos retornos diários, e o teste de Hsieh (1989) rejeita a hipótese de linearidade na média. Adicionalmente, os autores verificam um ganho de previsibilidade na consideração do efeito do dia da semana, em função da tendência dos retornos a serem ligeiramente menores na segunda-feira, tal qual observado nos estudos norte-americanos. Finalmente, os autores verificam que modelos não lineares como o *GARCH* (1,1) ou o *TAR* (*threshold autoregression*) geraram melhores previsões de retornos em relação a modelos lineares⁴.

Este artigo objetiva contribuir para a caracterização dos fatos estilizados de retornos do mercado de ações brasileiro. Entre os resultados encontrados destaca-se uma previsibilidade de retornos diários e semanais com alta significância estatística e caracterizada pela persistência. Sazonalidades típicas, como o efeito segunda-feira e atípicas são observadas tanto em retornos diários e mensais. Adicionalmente, um padrão de assimetria de

4 Outros autores realizam testes de eficiência que não são diretamente relacionados aos testes de previsibilidade que fazemos aqui. Biderman (1996), volta-se ao mercado de câmbio, analisando a adequação da taxa de câmbio

autocorrelações cruzadas de primeira ordem entre os retornos de carteiras de firmas agrupadas segundo seu tamanho também é observado, indicando no caso de retornos diários e semanais que retornos de firmas grandes ajudam a prever retornos de firmas pequenas. Evidências de não linearidades nos retornos são encontradas em diversos horizontes de tempo.

No capítulo II são apresentadas as distintas versões do modelo de passeio aleatório e analisadas suas compatibilidades com a existência de previsibilidade na média ou na variância. Uma representação de modelos não lineares na média ou na variância também é proposta. No capítulo III são descritos os procedimentos metodológicos relativos aos testes de hipótese realizados e à seleção da amostra. No capítulo IV são apresentados os resultados dos testes propostos. O capítulo V conclui o artigo.

2. MODELOS DE PASSEIO ALEATÓRIO

Seja P_t o preço do ativo no tempo t . O retorno R_t do ativo no tempo t é definido como a razão entre o preço deste ativo entre t e $t-1$, ou seja, $R_t \equiv P_t / P_{t-1}$. Seja f a função de densidade do retorno aleatório R do ativo j no tempo $t+1$ condicionada ao conjunto de informação Ω disponível em t . Se os retornos sucessivos dos ativos ao longo do tempo são independentes de informações passadas, então para qualquer ativo j , $f_{t+1}(R_{j,t+1}/\Omega_t)$ é igual a $f_{t+1}(R_{j,t+1})$. Isto implica que $f_{t+1}(R_{j,t+1}/R_{j,t}, R_{j,t-1}, \dots)$ seja igual a $f_{t+1}(R_{j,t+1})$, de modo que retornos passados sejam irrelevantes na previsão de retornos futuros.

Impondo-se a condição adicional de que os retornos se distribuam identicamente ao longo do tempo, então temos que $f_{t+1}(R_{j,t+1})$ torna-se igual a $f(R_{j,t+1})$, caracterizando o modelo do passeio aleatório original. Segundo este, o melhor predictor de $R_{j,t+1}$ é dado pelo seu valor esperado sob sua distribuição incondicional f , o qual é constante ao longo do tempo.

Este capítulo apresenta versões do modelo de passeio aleatório posteriormente desenvolvidas, relaxando restrições sobre as distribuições dos retornos dos ativos do modelo original, de forma a compatibilizá-la com alguns fatos estilizados observados na distribuição dos retornos. Adicionalmente, apresentamos uma caracterização de modelos não-lineares na média e na variância.

2.1. Modelos de Passeio Aleatório

Utilizando letras minúsculas para denotar o logaritmo da variável, tal que $x \equiv \ln(X)$, considere a relação:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T. \quad (1)$$

Tal relação implica que $r_t = p_t - p_{t-1} = \mu + \varepsilon_t$.

O sistema de classificação da hipótese de passeio aleatório proposto em Campbell, Lo & Mackinlay (1997), doravante CLM, depende das hipóteses feitas sobre a distribuição dos choques ε_t . Exceto quando explícito de outra forma, a terminologia "retorno" passa a se referir ao retorno logarítmico r_t .

2.1.1. RW1

A versão RW1 corresponde ao modelo do passeio aleatório original, previamente descrito. Estabelece que os choques ε_t tem média zero, sendo independentes e identicamente distribuídos (*IID*) no tempo.

2.1.2. RW2

Esta versão estabelece que os choques ε_t são independentes, relaxando a hipótese de que os mesmos sejam identicamente distribuídos. A mesma admite a existência de heterocedasticidade do tipo determinista, como aquela que é fruto de sazonalidades na variância.

2.1.3. Martingal

Esta versão exige apenas que os choques ε_t possuam esperança condicional nula. Neste caso, de acordo com a equação (1), p_t não representa um martingal, pois o retorno esperado do ativo a cada período é dado por μ , que deve ser positivo a fim de compensar o investidor pelo risco do ativo. Contudo, descontando-se o retorno esperado μ , o processo de preços descontado representaria um martingal. Segundo tal versão, retornos passados continuam não sendo relevantes na previsão do valor esperado do retorno futuro, embora possam ser úteis na previsão de outros momentos. Um exemplo típico é aquele no qual ε_t é um processo GARCH(r, m). Neste caso o choque ε_t tem esperanças condicional e

à questão do pagamento de dividendos. Ambos autores concluem pela ineficiência dos mercados analisados.

incondicional nulas, a variância incondicional constante, mas variância condicional aleatória, pois $\varepsilon_t^2 \sim ARMA(p, r)$, onde $p \equiv \max\{m, r\}$. Neste exemplo, retornos defasados são úteis na previsão da variância de retornos futuros. Observe adicionalmente, que a independência na média dos choques ε_t implica em sua autocorrelação nula.

2.1.4. RW3

Esta versão, a menos restritiva das hipóteses, exige apenas que os choques ε_t sejam não correlacionados. Sob a validade da mesma, temos que retornos passados não têm relevância na previsão linear dos retornos esperados futuros. Contudo, além de incorporar a possibilidade de previsibilidade da variância, a mesma admite a previsibilidade não linear da média, dado que sob esta hipótese o retorno esperado não precisa ser constante.

Concluindo, as distintas versões do modelo do passeio aleatório desenvolvidas satisfazem, portanto, a seguinte relação: $RW1 \subset RW2 \subset \text{Martingal} \subset RW3$. Tais versões e seus exemplos encontram-se resumidas na Tabela 1.

Tabela 1: Resumo das versões do modelo do passeio aleatório

Versão	Características dos Retornos	Exemplos
RW1	Independentes e identicamente distribuídos.	$r_t = \mu + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$, $t=1, \dots, T$.
RW2	Independentes.	$r_t = \mu + \varepsilon_t, \varepsilon_t \begin{cases} \sim N(0, \sigma_1^2), & \text{se } t \text{ é par} \\ \sim N(0, \sigma_2^2), & \text{se } t \text{ é ímpar} \end{cases}, t=1, \dots, T,$ $\varepsilon_t, \varepsilon_\tau \text{ independentes para } t \neq \tau.$
Martingal	Independentes na média.	$\varepsilon_t \sim GARCH(r, m):$ $\varepsilon_t = h_t^{1/2} \cdot \eta_t, \text{ onde } \eta_t \sim IID \text{ com } E(\eta_t)=0, \text{ Var}(\eta_t)=\sigma^2,$ $h_t = \kappa + \delta_1 \cdot h_{t-1} + \delta_2 \cdot h_{t-2} + \dots + \delta_r \cdot h_{t-r} + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \cdot \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m \cdot \varepsilon_{t-m}^2$ $\text{Temos } \varepsilon_t^2 \sim ARMA(p, r), \text{ onde } p \equiv \max\{m, r\}.$
RW3	Não correlacionados.	MA não linear, $\varepsilon_t = \eta_t + \beta \eta_{t-1} \eta_{t-2}$, onde $\eta_t \sim IID N(0, \sigma^2)$.

A hipótese do martingal é compatível com não-linearidade na variância condicional do processo estocástico de retornos. A hipótese de RW3 é compatível com não-linearidade na média e variância condicional dos retornos. A rejeição da última significa que previsões

lineares são relevantes na determinação do comportamento dos retornos esperados futuros, e que portanto, RW1, RW2 e M são também rejeitadas. A não rejeição de RW3 abre espaço para a realização de testes de não linearidade na média.

2.2. Modelos Lineares e Não Lineares de Séries Temporais

Uma representação de modelos não lineares na média e na variância é proposta por Hsieh (1989). Seja $\mathbf{e} = (e_{t-k}, \dots, e_{t-1}, e_t)'$ um vetor de resíduos filtrados de dependência linear. Por exemplo, na análise de não linearidade dos retornos, cada elemento e_t é o resíduo de uma regressão linear dos retornos r_t em suas defasagens, onde o número de defasagens da regressão é escolhido de forma a gerar resíduos serialmente não-correlacionados. Neste caso, dois tipos de dependência não-linear podem ser distinguidos nos elementos do vetor \mathbf{e} :

dependência aditiva: $e_t = v_t + f(r_{t-1}, \dots, r_{t-k}, e_{t-1}, \dots, e_{t-k})$,

dependência multiplicativa: $e_t = v_t \cdot f(r_{t-1}, \dots, r_{t-k}, e_{t-1}, \dots, e_{t-k})$,

onde v_t é uma variável *iid* com média zero e independente de r_t 's e e_t 's passados, e $f(\cdot)$ é uma função não linear arbitrária de $r_{t-1}, \dots, r_{t-k}, e_{t-1}, \dots, e_{t-k}$ para algum k finito. A dependência aditiva estabelece que a não-linearidade entra na média do processo, enquanto que a dependência multiplicativa estabelece que a não-linearidade entra na variância do processo. Podem existir processos que apresentem os dois tipos de dependência, tal qual o *ARCH-M*. Deve-se observar adicionalmente que ambos os tipos de dependência provocam autocorrelação serial nos quadrados dos resíduos e_t .

Dois testes encontrados na literatura, úteis na detecção de não linearidades, são apresentados no capítulo seguinte: o teste de McLeod-Li (1983) e o teste de Hsieh (1989). Cabe ressaltar que este artigo não objetiva avaliar o poder de previsão de distintas representações paramétricas do processo estocástico dos retornos ⁵.

3. METODOLOGIA: TESTES E DADOS

⁵ Para tal propósito, o trabalho de Correa e Pereira (1997) faz uma boa discussão sobre a relevância de modelos lineares e não lineares na média e na variância para a previsão dos retornos diários.

Este capítulo trata dos aspectos metodológicos relativos ao tratamento dos dados e aos testes que serão aplicados no capítulo seguinte. Na primeira parte descrevemos as estatísticas para os testes das hipóteses de normalidade, passeio aleatório, abordando também a discussão da potência deste último teste. Além disto, descrevemos as estatísticas de teste para as matrizes de autocorrelações cruzadas dos retornos de carteiras e sua assimetria, os testes de sazonalidades e os testes de não linearidades nos retornos. Na segunda parte apresentamos o processo de seleção da amostra utilizada nos testes.

3.1 Testes

3.1.1 Características da Distribuição dos Retornos

A constatação de não-normalidade em determinados horizontes de tempo na distribuição dos retornos nos estudos norte-americanos motiva a avaliação desta hipótese no caso brasileiro. Observe que retornos em $\log r_t$ com distribuição não-normal podem ser gerados tanto modelos lineares com choques ε_t com distribuição não-normal, quanto por modelos não-lineares na média ou na variância em que os choques ε_t têm distribuição normal. Sendo assim, a rejeição da hipótese de normalidade dos retornos em \log são sugestivas de que modelos não-lineares na média ou na variância que possam gerar previsões mais adequadas. Na avaliação da hipótese de normalidade será utilizado o teste de Jarque Bera, e os procedimentos de regressão dos quantis e o índice de cauda, para investigar assimetria e curtose, respectivamente

i. Teste de Jarque Bera

O teste de Jarque Bera (1987) é o mais conhecido teste para a hipótese de normalidade, baseando-se nos coeficientes de assimetria (S) e curtose (K) da distribuição dos retornos:

$$S \equiv \frac{E(r - \mu)^3}{(\sigma^2)^{3/2}}, \quad K \equiv \frac{E(r - \mu)^4}{(\sigma^2)^2}.$$

Sob a hipótese de normalidade, devemos ter $S=0$ e $K=3$. Tais coeficientes serão estimados respectivamente pelos estimadores amostrais \hat{S} e \hat{K} . A estatística de Jarque Bera é dada por:

$$JB = T \left[\frac{\hat{S}^2}{6} + \frac{(\hat{K} - 3)^2}{24} \right] \sim \chi^2(2) \quad (2)$$

Se $JB > \chi^2_{1-\alpha}(2)$ então a hipótese de normalidade da distribuição dos retornos não é aceita ao nível de significância α .

ii. Regressão dos Quantis

Este procedimento heurístico investiga a simetria da distribuição dos retornos, e baseia-se na comparação das distâncias dos quantis Q_α e $Q_{1-\alpha}$ em relação à mediana da distribuição. Se a distribuição é simétrica, tais distâncias devem ser iguais. Sejam $r_{(1)}, r_{(2)}, \dots, r_{(T)}$ as estatísticas de ordem dos retornos da amostra e m a sua mediana, $u_i = m - r_i$ e $v_i = r_{(T-i+1)} - m$, onde $i=1, 2, \dots, T/2$. Estimamos a regressão $v = \beta_1 + \beta_2 u + \varepsilon$. Se a distribuição for simétrica, então não devemos rejeitar as hipóteses $\beta_1=0$ e $\beta_2=1$.

iii. Índice de Cauda

Este índice não-paramétrico é utilizado para a avaliação tanto da curtose quanto da assimetria da distribuição, baseando-se na comparação das distâncias interquartis da distribuição empírica e da distribuição normal. Seu cálculo é realizado da seguinte forma:

$$T_L = \frac{H_o(\alpha)}{H(\alpha)} \quad ; \quad T_R = \frac{H_o(1-\alpha)}{H(1-\alpha)} \quad (3)$$

$$\text{onde } H_o(1-\alpha) = \frac{F_o^{-1}(1-\alpha) - F_o^{-1}(50\%)}{F_o^{-1}(75\%) - F_o^{-1}(50\%)}, \quad H(1-\alpha) = \frac{F^{-1}(1-\alpha) - F^{-1}(50\%)}{F^{-1}(75\%) - F^{-1}(50\%)},$$

$$H_o(\alpha) = \frac{F_o^{-1}(50\%) - F_o^{-1}(\alpha)}{F_o^{-1}(50\%) - F_o^{-1}(25\%)}, \quad H(\alpha) = \frac{F^{-1}(50\%) - F^{-1}(\alpha)}{F^{-1}(50\%) - F^{-1}(25\%)},$$

$F_o^{-1}(\alpha)$ é o quantil da função de distribuição acumulada observada correspondente a α ,

$F^{-1}(\alpha)$ é o quantil da função de distribuição acumulada normal padrão correspondente a α

α representa a probabilidade relativa à função de distribuição acumulada F .

Se a distribuição dos dados for normal, então $T_L = T_R = 1$. Se a distribuição for leptocúrtica, possuindo caudas mais pesadas do que a normal, então $T_L > 1$ ou $T_R > 1$. Se a distribuição for simétrica então $T_L = T_R$.

3.1.2 Testes para a Hipótese de Passeio Aleatório

A constatação de reversão à média no longo prazo, efetuada por Fama e French (1988) iniciou uma grande discussão sobre a adequação das estatísticas de teste utilizadas pelos autores. Neste artigo serão analisadas duas estatísticas nos testes: (a) autocorrelações de

ordem k ; (b) razão de variância dos retornos em multiperíodos. A questão da potência das estatísticas será discutida em seguida.

i. Autocorrelações de ordem k

A autocorrelação de ordem k do retorno no tempo t é definida como:

$$\rho(k) \equiv \frac{\text{Cov}(r_t, r_{t+k})}{\sqrt{\text{Var}(r_t)} \cdot \sqrt{\text{Var}(r_{t+k})}} = \frac{\text{Cov}(r_t, r_{t+k})}{\text{Var}(r_t)} = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)},$$

onde a segunda igualdade segue da hipótese de $\{r_t\}$ ser covariância-estacionário. $\rho(k)$ pode ser estimado pelo estimador amostral usual dado por $\hat{\rho}(k) = \hat{\gamma}(k)/\hat{\gamma}(0)$, onde $\hat{\gamma}(k)$ é o estimador amostral da autocovariância de ordem k .

Conforme mostrado por Fuller (1976, p. 242), se $\{r_t\}$ satisfaz a hipótese de RW1, tem variância σ^2 e sexto momento $T \cdot \sigma^6$, então o estimador amostral $\hat{\rho}(k)$ é viesado, com valor

esperado dado por: $E\{\hat{\rho}(k)\} = -\frac{T-k}{T \cdot (T-1)} + O(T^{-2})$. Embora o viés possa ser negligenciado

quando T é grande, o estimador $\tilde{\rho}(k)$ ajustado para viés proposto por Fuller será adotado, sendo dado por:

$$\tilde{\rho}(k) = \hat{\rho}(k) + \frac{T-k}{(T-1)^2} (1 - \hat{\rho}^2(k)) \quad (4)$$

Sob a hipótese de RW1, com sextos momentos uniformemente limitados, Fuller (1976, p. 256) mostra que os coeficientes $\tilde{\rho}(k)$ são independentes, podendo a estatística

abaixo ser utilizada para fins de teste $\frac{T}{\sqrt{T-k}} \cdot \tilde{\rho}(k) \stackrel{a}{\sim} N(0,1)$.

(5)

⁶ Romano e Thombs (1996) discutem inferência sobre as autocorrelações de ordem k sob hipóteses menos restritivas de distribuição, como a de RW3. Tal procedimento, contudo, não será adotado. Além de computacionalmente mais complexo, os ganhos em termos de potência não são muito compensatórios, visto que o teste de razão de variância sob RW3 é mais potente sob a hipótese alternativa mais plausível de reversão à média nos horizontes de maior prazo. Adicionalmente, as magnitudes das autocorrelações podem ser recuperadas a partir das estimativas das razões de variância.

ii. Razão de Variância

A razão de variância de ordem (q) é definida como:

$$VR(q) \equiv \frac{Var[r_t(q)]}{q \cdot Var[r_t]}$$

onde $r_t(q) \equiv r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-q+1}$.

O teste de razão de variância explora o fato de que a variância dos incrementos do passeio aleatório é linear no intervalo de tempo analisado. Consequentemente, a variância do retorno anual deve ser doze vezes a variância do retorno mensal, por exemplo. Sendo assim, a razão de variância dos incrementos de um passeio aleatório deve ser igual à unidade.

A expressão da razão de variância de ordem q pode ser em termos de autocorrelações de ordem 1 a $q-1$ dos retornos, conforme a expressão abaixo:

$$VR(q) = 1 + 2 \cdot \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \rho(k).$$

Duas propriedades estatísticas interessantes são:

$$VR(2) = \frac{Var(r_t) + Var(r_{t-1}) + 2 \cdot Cov(r_t, r_{t-1})}{2 \cdot Var(r_t)} = 1 + \rho(1),$$

$$\frac{VR(2q)}{VR(q)} = 1 + \rho_q(1).$$

onde $\rho_q(1)$ é a autocorrelação de ordem 1 de retornos formados em q períodos.

Fixando-se um horizonte de tempo e coletando-se uma amostra com $nq+1$ observações de preços em $\log \{p_0, p_1, \dots, p_{nq}\}$, então $VR(q)$ pode ser avaliada com base em seu estimador amostral $\hat{VR}(q) \equiv \hat{\sigma}_b^2(q) / \hat{\sigma}_a^2$ (ver CLM), onde:

$$\hat{\sigma}_b^2(q) \equiv \frac{1}{nq} \sum_{k=1}^n (p_{qk} - p_{qk-q} - q\hat{\mu})^2, \quad \hat{\sigma}_a^2 \equiv \frac{1}{nq} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2 \text{ e } \hat{\mu} \equiv \frac{1}{nq} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1}).$$

Lo e Mackinlay (1988) propõem uma metodologia de cálculo das razões de variância que introduz dois refinamentos sobre o estimador usual $\hat{VR}(q)$ da razão de variância. A primeira é o uso de observações sobrepostas de retornos em multiperíodos de ordem q . A segunda é a correção do viés dos estimadores do numerador e denominador da razão de variância. Seu estimador da razão de variância é dado por $\bar{VR}(q)$:

$$\bar{VR}(q) \equiv \frac{\bar{\sigma}_c^2(q)}{\bar{\sigma}_a^2} \quad (6)$$

$$\bar{\sigma}_c^2(q) \equiv \frac{1}{m} \sum_{k=q}^{nq} (p_k - p_{k-q} - q\hat{\mu})^2, \text{ onde } m \equiv q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right),$$

$$\bar{\sigma}_a^2 \equiv \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2,$$

$$\hat{\mu} \equiv \frac{1}{nq} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1}) = \frac{1}{nq} (p_{nq} - p_0).$$

Sob a hipótese de RW1 temos que:

$$\sqrt{\left(\frac{nq \cdot 3q}{2(2q-1)(q-1)}\right)} \left[\bar{VR}(q) - 1 \right]^a \sim N(0,1) \quad (7)$$

Para que fique clara a diferença no uso de observações sobrepostas, observe que em uma amostra $\{p_0, p_1, \dots, p_{nq}\}$ temos nq retornos $\{r_1, r_2, \dots, r_{nq}\}$. Enquanto no numerador do estimador $\hat{\sigma}_b^2(q)$ são usados apenas n retornos em multiperíodos de ordem q , no numerador do estimador $\bar{\sigma}_c^2(q)$ são usados $nq - q + 1$ retornos em multiperíodos de ordem q . Richardson e Smith (1991) mostram que o uso de observações sobrepostas de retornos em multiperíodos de ordem q pode gerar um estimador mais eficiente, tornando o teste de hipótese mais potente.

Pelas razões apresentadas a estatística de teste $\bar{VR}(q)$ será aquela adotada nos testes de RW1.

Mesmo que o processo não seja covariância-estacionário, isto é, admitindo-se a possibilidade de heterocedasticidade como em RW2 e RW3, se os retornos forem não-correlacionados a razão de variância deve convergir em probabilidade para a unidade, conforme apontado por Lo e Mackinlay (1988). Estabelecendo algumas condições de regularidade para o processo gerador dos retornos, os autores propõem o seguinte teste assintótico, da hipótese de RW3, utilizando a razão das variâncias:

$$\bar{VR}(q)^a = 1 + 2 \cdot \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \hat{\rho}(k) \quad (8)$$

As variâncias δ_k das autocorrelações $\hat{\rho}(k)$ podem ser estimadas por:

⁷ Lo e Mackinlay (1988) colocam que além de heterocedasticidade, outros tipos de heterogeneidade e dependência fraca são possíveis, embora possam ser de natureza pouco intuitiva.

$$\hat{\delta}_k = \frac{nq \sum_{j=k+1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 (p_{j-k} - p_{j-k-1} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{j=1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 \right]^2}.$$

Como consequência, a variância $\theta(q)$ de $\bar{VR}(q)$ é dada por:

$$\hat{\theta}(q) \equiv 4 \cdot \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q} \right)^2 \hat{\delta}_k.$$

Finalmente, a distribuição da estatística de teste $\psi^*(q)$ para a hipótese nula dos retornos serem gerados por um processo RW3 é dada por:

$$\psi^*(q) = \sqrt{\frac{nq}{\hat{\theta}(q)}} \left[\bar{VR}(q) - 1 \right]^a \sim N(0,1). \quad (9)$$

iii. Potência dos Testes para a Hipótese de Passeio Aleatório

Richardson e Smith (1994) observam que as diversas estatísticas adotadas na literatura, como as regressões defasadas com retornos em multiperíodos de Fama e French (1988), razões de variância dos retornos em multiperíodos de Poterba e Summers (1988) e Lo e Mackinlay (1988), e a estatística J de Jegadeesh (1991), podem ser todas resumidas a combinações lineares com pesos distintos das autocovariâncias amostrais de ordem k , $\hat{\rho}(k)$. Analisando a potência assintótica das mesmas, estes autores concluem que não há em geral um teste assintótico uniformemente mais potente para o modelo de passeio aleatório. Isto se explica pelo poder do teste estar em geral ligado à magnitude das autocorrelações de ordem k sob a hipótese alternativa especificada. Sendo assim, o teste mais potente contra uma hipótese alternativa específica, pode ter baixa potência contra outra. De maneira geral, contra a hipótese de reversão à média nos retornos de longo prazo, a razão de variância dos retornos em multiperíodos tende a ser mais potente que as demais estatísticas, em função dos pesos decrescentes estabelecidos sobre as autocorrelações de ordens superiores. Contudo, quando as autocorrelações impostas pela hipótese alternativa têm o mesmo peso, a estatística J de Jegadeesh é a mais indicada.

Simulações de Monte Carlo sob as hipóteses de RW1 e RW3 realizadas em Lo e Mackinlay (1989) mostram que o teste de razão de variância com os estimadores modificados $\bar{VR}(q)$ gera inferências confiáveis sob ambas as hipóteses, mesmo para amostras de tamanho

moderado ⁸. Adicionalmente, sob RW3 tal teste mostra-se bem mais confiável, tanto em relação aos testes de portmanteau de Box-Pierce com autocorrelações de retornos, quanto em relação aos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller na série de preços. Lo e Mackinlay (1989) ainda comparam os testes de razão de variância contra os dois últimos sob as hipóteses alternativas de: (i) preços seguirem um $AR(1)$ estacionário; (ii) o processo estocástico dos preços ser dado pela combinação de um $AR(1)$ estacionário com um RW1, consistente com o modelo proposto por Poterba e Summers (1988) e Fama e French (1988); (iii) e de $ARIMA(1,1,0)$. O resultado é que em relação à primeira alternativa, a potência da razão de variância é bem próxima da do teste de Dickey Fuller (que é mais potente do que o de Box-Pierce para a mesma alternativa), e em relação às demais alternativas, a razão de variância é mais potente que os demais, desde que a relação T/q (a qual representa o número de observações não sobrepostas) não seja muito baixa.

Sob a segunda hipótese alternativa, Summers (1986) compara a potência dos testes de razão de variância de ordem k , em relação aos testes de: (i) autocorrelação de primeira ordem; (ii) regressões defasadas com retornos em multiperíodos, tal qual adotado em Fama e French (1988); (iii) razão de verossimilhança. Realizando simulações de Monte Carlo para distintas especificações paramétricas da hipótese alternativa, o autor conclui que os testes de razão de variância são mais potentes que os de regressões defasadas e de autocorrelações de primeira ordem, embora menos potentes em relação ao de razão de verossimilhança, o que é garantido pelo teorema de Neymann-Pearson.

Como a hipótese economicamente mais interessante é esta segunda hipótese, a razão de variância será utilizada nos testes de retorno de médio a longo prazo. Nos retornos de curto prazo, as autocorrelações de ordem k serão avaliadas apenas sob RW1. Neste caso, como a quantidade de observações é muito grande, o ganho gerado pelo uso de observações sobrepostas é pequeno.

3.1.3 Matrizes de Autocorrelações Cruzadas e sua Assimetria

Outro padrão de previsibilidade de interesse analisado pelos estudos norte-americanos, é aquele chamado de *lead-and-lag*, que estabelece que algumas carteiras apresentam uma tendência a seguir o comportamento de outras carteiras. Para avaliar tal padrão, torna-se

⁸ A especificação da heterocedasticidade adotada na simulação é a do tipo proposto por French, Schwert e Stambaugh (1987) e Poterba e Summers (1988).

interessante a construção de matrizes de autocorrelações cruzadas entre estas carteiras. Uma vez que nos estudos do mercado norte-americano a variável tamanho mostrou-se relevante na previsão, tal padrão será avaliado com base em carteiras agrupadas por tamanho.

Suponha que o vetor $\mathbf{r}_t = (r_{1t} \ r_{2t} \ r_{3t} \ r_{4t} \ r_{5t})'$ de retornos das carteiras agrupadas por tamanho seja um processo covariância-estacionário, onde cada elemento r_{it} representa o retorno da carteira ponderada igualmente das firmas ordenadas por tamanho que compõem o quintil i no período t . Então a matriz de autocorrelação cruzada de ordem k das carteiras agrupados por tamanho será dada por $\mathbf{Y}(k) \equiv \mathbf{D}^{-1/2} \cdot E[(\mathbf{r}_{t-k} - \boldsymbol{\mu})(\mathbf{r}_t - \boldsymbol{\mu})'] \cdot \mathbf{D}^{-1/2}$, onde $\mathbf{D} \equiv \text{diag}(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2, \sigma_5^2)$ e $\boldsymbol{\mu} \equiv (\mu_1 \ \mu_2 \ \mu_3 \ \mu_4 \ \mu_5)' = E[\mathbf{r}_t]$. Sendo assim o elemento da linha i , coluna j da matriz $\mathbf{Y}(k)$ representa a autocorrelação entre r_{it-k} e r_{jt} . O estimador amostral da matriz $\mathbf{Y}(k)$ será dado por $\hat{\mathbf{Y}}(k)$. O desvio padrão assintótico das autocorrelações cruzadas é dado por $1/\sqrt{T}$. A matriz de assimetria das autocorrelações cruzadas de ordem k será dada por $\mathbf{Y}(k) - \mathbf{Y}(k)'$, e estimada por $\hat{\mathbf{Y}}(k) - \hat{\mathbf{Y}}(k)'$.⁹

3.1.4 Testes de Sazonalidade

Em função da evidência norte-americana de sazonalidade em retornos diários e mensais, regressões com variáveis *dummy* foram montadas a fim de avaliar tal efeito. Na avaliação do efeito dia da semana em conjunção com o efeito autoregressivo,¹⁰ adotamos duas especificações: uma com dia base na segunda e outra, com dia base na quarta feira :

$$r_t = c + \gamma_2 TER + \gamma_3 QUA + \gamma_4 QUI + \gamma_5 SEX + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

$$r_t = c + \gamma_1 SEG + \gamma_2 TER + \gamma_4 QUI + \gamma_5 SEX + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad ($$

As especificações associadas à investigação da sazonalidade mensal foram centradas em janeiro e julho:

$$r_t = c + \gamma_2 FEV + \gamma_3 MAR + \dots + \gamma_{12} DEZ + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

$$r_t = c + \gamma_1 JAN + \gamma_2 FEV + \dots + \gamma_6 JUN + \gamma_8 AGO + \dots + \gamma_{12} DEZ + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

⁹ Conforme mostrado por Fuller (1976, p. 262-263), sob a hipótese de RW1 as autocorrelações cruzadas de primeira ordem possuem um viés $O(T^{-1})$. Para efeito de análise, cabe se observar que a magnitude de algumas das autocorrelações cruzadas observadas no artigo é muito superior à ordem do viés.

¹⁰ Uma vez que a série original de retornos diários era composta apenas por dias úteis, os feriados foram incluídos nesta série e considerados uma observação NA, visando manter a ordem dos dias da semana.

. Havendo indicação de heterocedasticidade, a metodologia de White (1980) será adotada para obter uma estimativa consistente do estimador das variâncias dos coeficientes da regressão na presença de heterocedasticidade com forma desconhecida.

3.1.5 Testes de Não Linearidade na Média e na Variância

i. Teste de McLeod-Li

Um teste para detectar a existência de dependência não-linear em uma série é proposto por McLeod-Li (1983), baseando-se no correlograma da variável ao quadrado. A autocorrelação do quadrado de uma série X é estimada por:

$$\hat{\rho}_{xx}(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^T (x_t^2 - \bar{x}^2)(x_{t-k}^2 - \bar{x}^2)}{\sum_{t=1}^T (x_t^2 - \bar{x}^2)^2}, \text{ onde } \bar{x}^2 = \sum_{t=1}^T x_t^2 / n.$$

A hipótese nula das primeiras k autocorrelações do quadrado dos retornos serem simultaneamente zero pode ser testada utilizando a estatística de Ljung-Box

$$Q_{xx}(k) = T(T+2) \sum_{i=1}^k \hat{\rho}_{xx}^2(i) / (T-i) \quad (14)$$

a qual é distribuída assintoticamente como uma $\chi^2(k)$, sob a hipótese nula. A rejeição da hipótese nula indica a existência de dependência não-linear nos retornos, podendo a mesma ocorrer na média e/ou na variância. A aceitação da hipótese nula não exclui a possibilidade de dependência não linear de ordem superior à quadrática.

ii. Teste de Hsieh

Para a realização do teste de Hsieh, a dependência linear da variável testada deve ser inicialmente filtrada. No caso dos testes relativos aos retornos, isto foi feito através da regressão linear dos retornos r_t em suas defasagens, incluindo *dummies* para os dias da semana nos retornos diários e *dummies* para os meses do ano nos retornos mensais. A autocorrelação serial dos resíduos e_t da regressão linear foi analisada, e uma vez aceitando-se a hipótese de autocorrelação nula, tais resíduos foram então submetidos ao teste. Para se

detectar a existência de não-linearidade na média, Hsieh propõe um teste baseado no terceiro momento do processo $\{e_t\}$, definindo a estatística:

$$\varphi(i, j) \equiv \frac{E[e_t e_{t-i} e_{t-j}]}{E[e_t^2]^{3/2}}, \text{ onde } i, j \text{ representam as defasagens do processo } \{e_t\}.$$

Se o processo é não linear na média, então $\varphi(i, j) \neq 0$, para algum $i, j > 0$. Sendo assim, o teste estabelece como hipótese nula que $\varphi(i, j) = 0$ para todo $i, j > 0$, o que ocorrerá quando o processo for i.i.d ou não-linear na variância. O estimador proposto para $\varphi(i, j)$ é dado por:

$$\hat{\varphi}(i, j) \equiv \frac{(1/T) \sum_t e_t e_{t-i} e_{t-j}}{\left((1/T) \sum_t e_t^2 \right)^{3/2}} \quad (15)$$

Se condições de regularidade que garantam a existência dos momentos de ordem superior de e_t forem satisfeitas teremos que:

$$\sqrt{T} \hat{\varphi}(i, j) \sim N(0, V) \quad (16)$$

Um estimador consistente para a variância de $\hat{\varphi}(i, j)$ é dado por:

$$\hat{V} \equiv \frac{(1/T) \sum_t e_t^2 e_{t-i}^2 e_{t-j}^2}{\left((1/T) \sum_t e_t^2 \right)^3}.$$

A rejeição da hipótese nula, significa que há possibilidade de que modelos não-lineares na média sejam úteis na previsão do comportamento dos retornos. Neste caso, pode ou não haver não-linearidade na variância. Se o teste de McLeod-Li indicar a existência de não-linearidade, a aceitabilidade da hipótese nula do teste de Hsieh indica que deve haver não-linearidade somente na variância do retorno. Observe que caso não houvesse o processo de filtragem do resíduo mencionado, o teste de Hsieh poderia rejeitar a hipótese nula em função de dependência linear nos resíduos, o que seria indesejado ¹².

3.2 Dados

Na realização dos testes previstos neste artigo, foram utilizados tanto ações agrupadas em carteiras, quanto ações individuais. As séries de preços diários das ações estendem-se de

¹² Avaliando a potência de seu teste, Hsieh mostra que para determinadas combinações de (i, j) e especificações dos parâmetros dos modelos, seu teste rejeita fortemente os seguintes modelos não-lineares na média: *MA* não-linear, *Threshold AR* e *Tent Map*. A potência é menor para o modelo híbrido *ARCH-M*. Os modelos lineares na média *AR(1)*, *MA(1)* e *ARCH* são rejeitados com baixíssima probabilidade.

4 de março de 1986 a 15 de abril de 1998, tendo sido obtidas com a Economática. O índice Ibovespa também foi utilizado no artigo pela maior extensão de sua série, permitindo a análise a partir do horizonte mensal desde 1970. A participação de cada ação neste índice tem relação direta com a sua representatividade no mercado à vista, calculada com base em um índice de negociabilidade. As séries de preços de ações são corrigidas para proventos.

3.2.1. Carteiras Agregadas

Dois métodos distintos de cálculo de carteiras agregadas foram adotados face a constatação da literatura norte-americana de que a evidência quanto à previsibilidade é sensível à sua metodologia de especificação. O primeiro destes métodos estabelece uma ponderação igual às ações das empresas que compõe a carteira. O segundo método estabelece uma ponderação de cada ação proporcional ao valor da empresa na carteira de mercado. A ponderação em cada ano foi determinada com base no valor de mercado da empresa ao final do respectivo ano¹³. As carteiras serão chamadas de EW e VW deste ponto em diante, conforme sua metodologia de cálculo obedeça ao primeiro ou ao segundo método, respectivamente¹⁴.

A seleção das ações que fazem parte das carteiras EW e VW ocorreu da seguinte maneira. O sistema da Economática no início de 1998 possuía dados de 377 ações. Destas, foram selecionadas 91 ações com séries de preços desde março de 1986. A liquidez destas ações foi analisada no período que se estende de 4 de março de 1986 até 15 de abril de 1998, sendo resumida na Tabela 1 do Apêndice. Havendo duas classes de ações para a mesma empresa, como ordinárias e preferenciais, optou-se pela classe mais líquida. Adicionalmente, foram eliminadas as ações com probabilidade diária de não transacionar superior a 35%. Assim foi montada a carteira EW, com 66 ações. Devido à falta de dados sobre a quantidade de ações emitidas por quatro destas empresas, as mesmas foram excluídas da carteira VW, que ficou com 62 ações. A lista de ações que compõem os respectivas carteiras encontra-se

¹³ O valor da empresa no final do ano é determinado pela quantidade total de ações emitidas multiplicada pelo preço médio nominal da ação no fechamento do último pregão do ano. No último ano, a participação foi determinada com base no valor de mercado da empresa ao final do primeiro trimestre. Somando-se o valor de mercado de cada empresa determina-se o valor da carteira de mercado. A ponderação da empresa será dada pela razão entre o valor de mercado da empresa e o valor da carteira de mercado.

¹⁴ CLM mostra que a rejeição das hipóteses de passeio aleatório RW1 e RW3 nos retornos de curto prazo tende a ser mais forte para carteiras com ponderação igual do que para carteiras ponderadas por valor, sugerindo a relevância da variável tamanho da firma.

na Tabela 2 do Apêndice. As ponderações das ações na carteira ponderada por valor encontram-se na Tabela 3 do Apêndice.

3.2.2 Carteiras Agrupadas por Tamanho da Firma

A evidência norte-americana de que a previsibilidade do retorno de uma carteira varia conforme o tamanho de suas firmas, motivou a montagem de carteiras com firmas de tamanhos distintos. As 62 ações da carteira VW foram ordenadas por tamanho, sendo agrupadas a cada ano em quintis. Cinco carteiras com igual ponderação foram então formadas com base em cada quintil: PORT1, com 13 firmas, PORT2, PORT3, PORT4, com 12 firmas cada, e PORT5, com 13 firmas, em ordem crescente de tamanho.

3.2.3 Retornos Reais e Retornos em Excesso

Na análise dos retornos reais ¹⁵ o deflator adotado foi o Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas, o qual estende-se pelo período integral da amostra. Tal índice possui período de coleta do primeiro ao último dia do mês. Sendo assim, sua taxa reflete aproximadamente a inflação mensal centrada no meio do mês. Consequentemente, a taxa de inflação mensal centrada no final do mês foi calculada como a média geométrica da taxa do índice do próprio mês, e do mês seguinte. As taxas de inflação em horizontes de tempo superiores ao mensal foram calculadas através da composição das taxas de inflação mensais centradas.

Uma vez que a série do índice é de periodicidade mensal e uma medida de inflação diária é necessária para o cálculo de retornos reais diários e semanais, utilizamos o seguinte algoritmo de construção de taxas de inflação diárias. Para cada mês, calculou-se a taxa diária equivalente à inflação do mês, utilizando-se para isto o número de dias úteis do mês. Atribuiu-se esta taxa a um dia central, onde a posição do centro varia conforme o número de dias úteis. Assim determinou-se a taxa de inflação média diária relativa ao centro do mês, para cada mês. As taxas de inflação diária dos dias localizados entre os centros de cada mês, foram calculadas como uma média geométrica ponderada com base na distância do dia aos respectivos centros. Tal distância foi avaliada com base no número de dias úteis existentes

¹⁵ A análise pressupõe que os agentes acertam as suas expectativas de inflação e taxa de juros, tomando os valores observados *ex-post* como se fossem iguais às expectativas *ex-ante*.

entre os centros ¹⁶. A taxa de inflação semanal foi calculada através da composição das taxas de inflação diária.

A fim de se verificar se a evidência encontrada nos retornos de curto prazo é sensível a tal procedimento de deflação, foram construídas também séries de retornos em excesso à taxa dos Certificados de Depósito Interbancário (CDI), dada a disponibilidade de observações diárias da última. Mesmo não gerando uma medida de retorno real, uma vez que a taxa diária do CDI incorpora além da expectativa de inflação uma taxa de juros real, a análise de retornos deflacionados pelo CDI pode captar melhor a dinâmica da inflação caso a taxa de inflação diária seja bastante volátil e a taxa de juros real diária relativamente estável¹⁷. Cabe observar, contudo, que as implicações teóricas geradas por modelos de equilíbrio em relação a retornos reais e retornos em excesso podem ser bem distintas¹⁸. Na Tabela 4 do Apêndice são comparadas as diferenças entre a adoção de retornos reais e retornos em excesso de acordo com a metodologia proposta. Os resultados obtidos são muito próximos nos dois casos.

Para os testes propostos neste capítulo foram geradas séries de retornos em três frequências, acumulados posteriormente em diversos multiperíodos. Foram considerados

¹⁶ Um procedimento alternativo seria considerar apenas que a taxa de inflação de cada dia do mês fosse dada pela taxa de inflação mensal descapitalizada pelo número de dias úteis. Contudo, uma vez que as taxas de inflação mensal não são constantes, tal procedimento geraria dois inconvenientes: em primeiro lugar, considerando-se um comportamento da taxa de inflação monotonicamente crescente, superestimaria-se a taxa de inflação diária dos dias anteriores ao centro do mês, e subestimaria-se a taxa de inflação diária dos dias posteriores ao centro (ocorrendo o inverso quando a mesma fosse decrescente). Em segundo lugar, seriam geradas quebras artificiais nas taxas de retornos reais diários do final de cada mês ao se passar de uma taxa de inflação diária média para outra. Desta maneira, o procedimento adotado elimina parte destes problemas, ao suavizar o comportamento da taxa de inflação diária.

¹⁷ Em um caso extremo, se o retorno nominal e a taxa de juros real diária forem constantes mas a taxa de inflação for muito volátil, a deflação pela série do CDI refletirá melhor a variação dos retornos reais, tanto em relação à adoção de uma taxa de inflação diária constante ao longo do mês, quanto em relação ao algoritmo de suavização da inflação. A redução no nível do retorno real gerada pelo uso do CDI, não viesaria os testes de previsibilidade. Por outro lado, se a taxa de juros real for muito volátil e o comportamento da taxa de inflação for suave, a deflação dos retornos pelo CDI viesará fortemente a variação dos retornos reais, sendo neste caso uma melhor aproximação o uso do algoritmo de suavização.

¹⁸ Bonomo e Garcia (1994) especificam um modelo de equilíbrio intertemporal de retornos de ativos tal qual o de Lucas (1978), assumindo que a dotação da economia seria definida por um processo Markoviano heterocedástico, compatível com a assimetria e curtose observadas nas séries de crescimento de consumo e dividendos agregados. Após a estimação dos parâmetros de tal processo por máxima verossimilhança, utilizando as equações de equilíbrio dos retornos nominais e do retorno do ativo sem risco, os autores realizam simulações de Monte Carlo a fim de examinar as implicações teóricas deste modelo, tanto sobre as autocorrelações dos retornos reais, quanto dos retornos em excesso. Como resultado, observa-se que o modelo é capaz de reproduzir autocorrelações negativas nos retornos reais na magnitude detectada pelos dados empíricos norte-americanos, embora não seja capaz de produzir autocorrelações negativas nos retornos em excesso. A intuição para tal é a de que nos estados da natureza nos quais os investidores exigem maior (menor) retorno esperado da carteira de mercado, os mesmos exigem também um maior (menor) retorno do ativo sem risco, o que acaba eliminando parte da autocorrelação negativa observada nos retornos reais. O mesmo resultado é confirmado em Bonomo e Garcia (1996).

retornos de curto prazo aqueles relativos às frequências diária¹⁹ e semanal²⁰. A análise em multiperíodos das razões de variância estendeu-se até a décima sexta ordem neste caso. Os retornos de médio prazo a longo prazo são gerados na frequência mensal²¹, e acumulados em multiperíodos até o intervalo de noventa e seis meses. Os testes nos intervalos mais longos têm sua potência comprometida em função do tamanho reduzido da amostra de apenas 28 observações anuais não sobrepostas no período integral. As séries de retorno são construídas tomando-se o retorno bruto em logaritmo natural²².

4. RESULTADOS

A Tabela 2 apresenta as características do comportamento dos retornos reais em nível das carteiras IBOVESPA, EW e VW, definidas no capítulo anterior, e a variação do índice IGP-DI. Os índices que refletem a variação acumulada dos retornos reais destas carteiras encontram-se no Gráfico 1.

¹⁹ Com exceção do caso da análise de sazonalidades diárias, foram eliminados todos os dias não úteis da série de preços (sábados, domingos e feriados). Toda vez que a ação não tenha sido negociada no dia t , seu último preço de fechamento foi repetido, de modo que a mesma tenha apresentado retorno nominal zero neste dia. Uma vez tendo sido calculados os fatores de retorno nominal de todas as ações, foram formadas as séries de retornos das carteiras citadas anteriormente.

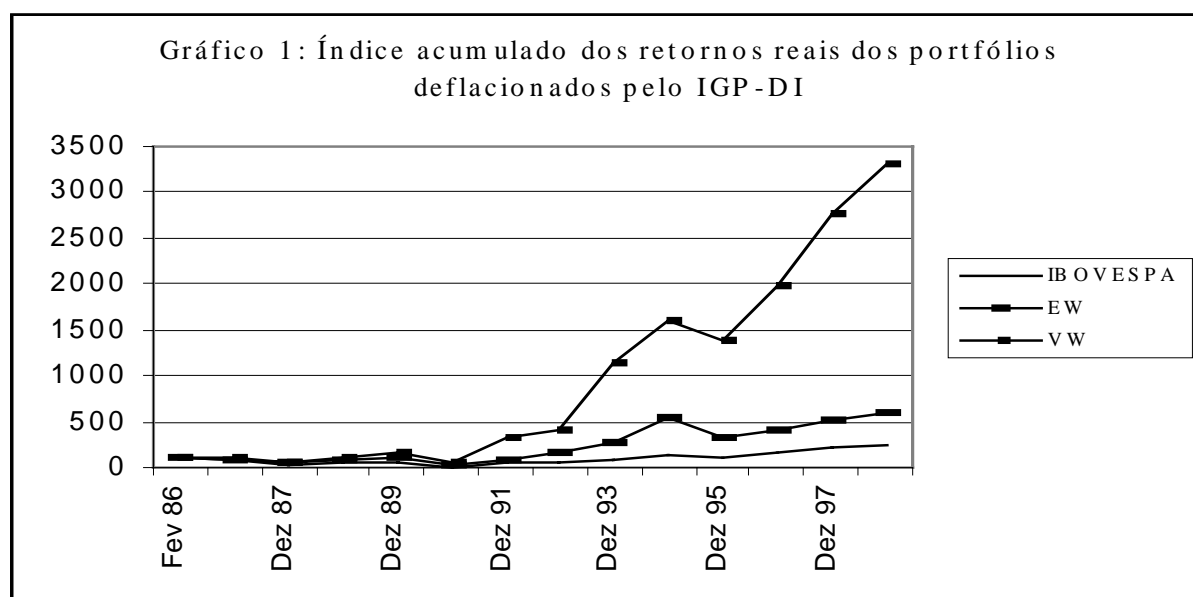
²⁰ Os fatores de retorno semanal das carteiras foram calculados conforme o procedimento de CLM. Uma série que acumula as taxas de retorno diárias para cada carteira foi inicialmente formada. A partir dela construiu-se um índice com observações semanais. As observações semanais foram calculadas com base na 3^a feira de uma semana à 3^a feira da semana seguinte. Sempre que a 3^a feira foi feriado, utilizou-se o valor da série acumulada na 4^a feira. Caso esta também tenha sido feriado, utilizou-se o valor da série acumulada na 2^a feira. Se 2^a, 3^a e 4^a feira foram todas feriados, então desconsiderou-se esta observação semanal. Os fatores de retorno semanal são então calculados como a razão entre as observações da semana corrente, e da semana anterior. Este mesmo procedimento foi adotado para a determinação das séries dos deflatores semanais.

²¹ Os fatores de retorno mensal foram calculados a partir das séries que acumulam os fatores de retorno diários para cada carteira. O fator de retorno mensal de uma carteira é dado pela razão entre as observações da série de fator de retorno diário acumulado relativa ao último dia útil do mês corrente, e o último dia útil do mês anterior.

²² Conforme apontado por CLM, o uso de séries de fatores em logaritmo natural proporciona duas vantagens em relação ao uso de séries de fatores em níveis. Em primeiro lugar, devido a existência de responsabilidade limitada dos acionistas, preços de ações jamais podem tornar-se negativos. Assim, fatores de retorno nominal jamais podem ser inferiores a zero, pois os retornos nominais não podem ser menores que 100%. Isto gera um problema nos testes de hipótese, pois sob a hipótese de normalidade, a distribuição da variável vai de $-\infty$ a $+\infty$. Em segundo lugar, retornos capitalizam-se de forma composta. Portanto, o retorno de multiperíodos em \log é dado pela soma dos retornos de cada período em \log . Como consequência, temos que sob a hipótese de normalidade dos retornos em \log , os retornos de multiperíodos em \log também se distribuem normalmente. Observe que sob a hipótese de normalidade dos retornos em nível o mesmo não acontece, pois o retorno de multiperíodo em nível não se distribuirá normalmente (uma vez que o mesmo equivalerá ao produto, e não à soma de variáveis normais). Sendo assim, pelas razões apresentadas, trabalhamos com o logaritmo natural das séries de fatores de retornos reais.

Tabela 2: Variações reais das carteiras analisadas e variação do IGP-DI

Período	IBOVESPA Real	EW Real	VW Real	IGP-DI
Dez 86 – Fev 86	-10%	-8%	-6%	26%
1987	-75%	-52%	-42%	432%
1988	117%	71%	116%	1118%
1989	-12%	27%	27%	2013%
1990	-69%	-61%	-57%	1217%
1991	305%	134%	402%	497%
1992	-12%	74%	23%	1167%
1993	88%	81%	183%	2851%
1994	36%	94%	40%	753%
1995	-14%	-37%	-13%	15%
1996	50%	25%	42%	9%
1997	35%	20%	40%	7%
Mar 98 – Dez 97	16%	18%	19%	1%
Var. Anual Média Mar 98 - Fev 86	8%	16%	33%	431%
Var. Anual Média Mar 98 - Dez 69	6.85%	-	-	177.56%



Analisando-se o gráfico e a tabela podemos observar que as rentabilidades das carteiras consideradas são bastante diferenciadas. Em primeiro lugar, o universo de ações contempladas pelas carteiras EW e VW é distinto daquele contemplado pelo índice IBOVESPA. Conforme previamente mencionado, os dois primeiros incorporaram todas as ações da base de dados da Econômica que possuíam dados diários no período de 4 de março de 1986 até 15 de abril de 1998 sujeitas à mencionada restrição de liquidez. Uma vez definidas tais ações, estas carteiras mantiveram suas quantidades de ações fixas no período

analisado. Como entraram apenas ações de empresas que não faliram durante o período considerado, deve-se esperar que tais carteiras apresentem um viés de sobrevivência. Por este motivo, espera-se que as carteiras construídas tenham retorno superior ao IBOVESPA. Este possui um universo de ações móvel, eliminando ações que passem a apresentar baixa negociabilidade. Adicionalmente, como pode ser observado na Tabela 3 do Apêndice, os retornos da carteira VW são sensíveis a poucos ativos que possuem alta ponderação na carteira de mercado, tais quais Petrobrás PN, Banco do Brasil PN, Vale do Rio doce PN, e no período mais recente TELESP PN, e tende a dar peso crescente às ações vencedoras, o que explica o seu maior descolamento.

Os testes discutidos na seção anterior serão aplicados aos dados de retornos das carteiras mencionadas. Por questões metodológicas a apresentação dos resultados será dividida em duas partes: a relativa aos retornos de curto prazo, e a relativa aos retornos de médio a longo prazo.

4.1. Retornos de Curto Prazo

O período de análise dos retornos estende-se de 04 de março de 1986 a 15 de abril de 1998, contando com 2974 observações de retornos diários e 610 observações de retorno semanal. Três subperíodos foram também analisados, a fim de se testar a robustez à amostragem. O primeiro destes estende-se de 04 de março de 1986 a 13 de março de 1990, contando com 984 observações de retornos diários e 200 observações de retornos semanais, compreendendo integralmente o governo do Presidente José Sarney. O segundo subperíodo estende-se de 20 de março de 1990 a 29 de julho de 1994, contando com 1074 observações de retornos diários e 220 observações de retornos semanais. Este período inicia-se no governo do presidente Fernando Collor de Mello, concluindo-se logo após a introdução do Real no governo do presidente Itamar Franco. O processo de abertura dos mercados de capitais a investidores estrangeiros é uma característica institucional marcante no mesmo. Observe-se que altas taxas de inflação, mudanças monetárias e sucessivos planos de estabilização são características importantes dos dois primeiros subperíodos. Finalmente, o terceiro subperíodo estende-se de 01 de agosto de 1994 a 15 de abril de 1998, contando com 916 observações de retornos diários e 190 observações de retorno semanal. A redução drástica das taxas de inflação e a forte presença de investidores estrangeiros no mercado doméstico são suas

características institucionais mais relevantes. Exceto quando explicitamente mencionado de outra forma, a análise que se segue refere-se ao período integral.

4.1.1. Características da Distribuição dos Retornos

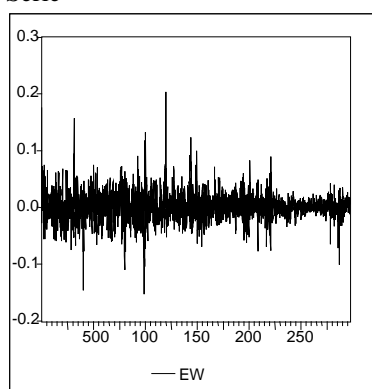
Tabela 3: Características dos retornos de curto prazo dos portfólios EW e VW de 04/03/86 a 15/04/98

Portfólio EW

Portfólio VW

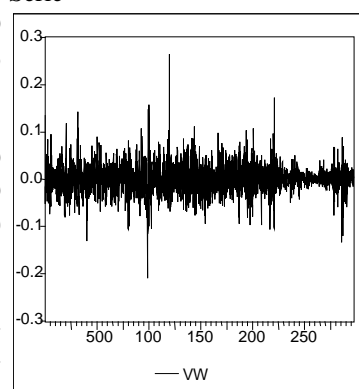
A. Retornos diários

Série



<i>JB</i>	3,388	(.0000)
Assimetria	0.26	
Regr.dos Quantis		
Coef.	p-value	
b_1	0.00	(.0000)
b_2	1.06	(.0000)
Curtose	8.20	
Índice de Cauda		
α	T_L	T_R
1%	1.41	1.44
5%	1.27	1.24
10%	1.15	1.13

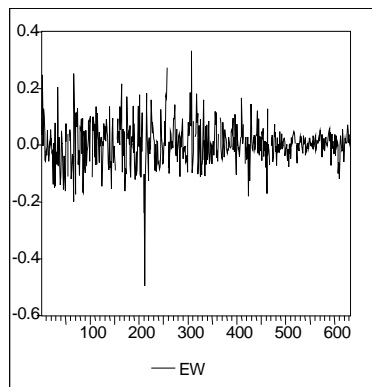
Série



<i>JB</i>	2,809	(.0000)
Assimetria	0.06	
Regr.dos Quantis		
Coef.		
b_1	0.00	(.0000)
b_2	0.99	(.0958)
Curtose	7.75	
Índice de Cauda		
α	T_L	T_R
1%	1.38	1.49
5%	1.22	1.25
10%	1.13	1.16

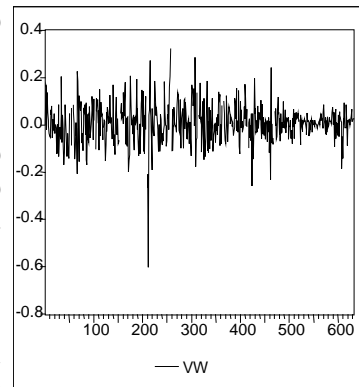
B. Retornos semanais

Série



<i>JB</i>	653	(.0000)
Assimetria	-0.23	
Regr.dos Quantis		
Coef.	p-value	
b_1	0.01	(.0002)
b_2	0.86	(.0000)
Curtose	8.04	
Índice de Cauda		
α	T_L	T_R
1%	1.44	1.53
5%	1.33	1.42
10%	1.20	1.30

Série



<i>JB</i>	842	(.0000)
Assimetria	-0.56	
Regr.dos Quantis		
Coef.		
b_1	0.00	(.0000)
b_2	0.84	(.0000)
Curtose	8.64	
Índice de Cauda		
α	T_L	T_R
1%	1.29	1.46
5%	1.16	1.35
10%	1.10	1.24

A Tabela 3 apresenta as séries de retornos das carteiras EW e VW analisados nos horizontes diário e mensal. Reportamos na tabela os estimadores amostrais dos coeficientes de assimetria e curtose, e a estatística de Jarque Bera (*JB*), com seu respectivo nível de significância marginal. As estimativas dos coeficientes b_1 e b_2 da regressão dos quantis são apresentadas com os respectivos níveis de significância marginal das estatísticas de teste

dadas por (2). Os índices de cauda T_L e T_R dados por (3) são reportados para os correspondentes valores de α .

Os resultados revelam a não-normalidade nas séries de retorno de curto prazo. Em todos os casos, os coeficientes de curtose dos retornos ficam entre sete e oito, sendo bem superiores aos da distribuição normal. As caudas das distribuições são mais pesadas do que as da distribuição normal, atribuindo maior probabilidade a valores extremos. As distribuições também não são simétricas, sendo a assimetria positiva nos retornos diários, e negativa nos semanais²³. Adicionalmente, em ambos os casos há indícios de assimetria na cauda da distribuição, pois o Índice de Cauda à direita tende a ser um pouco superior em relação à esquerda, revelando a maior probabilidade de valores extremos positivos do que negativos nos retornos de curto prazo. A estatística de Jarque Bera rejeita a hipótese de normalidade em todos os casos, revelando a possibilidade de que modelos não-lineares possam ser mais adequados para descrever o comportamento dos retornos²⁴.

4.1.2. Testes para a Hipótese de Passeio Aleatório

i. RW1²⁵

Na Tabela 4 são apresentados os resultados dos testes para a hipótese de RW1 de autocorrelação de ordem k corrigida para viés $\tilde{\rho}(k)$ dada por (4), e de razão de variância com observações sobrepostas $\bar{VR}(q)$ dada por (6). Ambos os testes apresentam evidências contra a hipótese de RW1 dos retornos de curto prazo, sugerindo alguma persistência dos retornos. Os níveis de significância marginal são reportados abaixo das respectivas estatísticas de teste.

²³ O padrão dos retornos nominais diários encontrado difere tanto do norte-americano, quanto daquele observado no IBOVESPA, para os quais a assimetria é negativa, sendo da ordem de -0.36 no período integral. A negatividade da última também é confirmada por Correa e Pereira (1997) em uma amostra com 650 retornos nominais diários, de 17/04/91 a 29/11/93.

²⁴ Uma ressalva em relação aos testes de Jarque Bera, de autocorrelação cruzada dos retornos e de McLeod-Li refere-se a ausência de correção para uma possível heterocedasticidade nos retornos, tal qual feito por White (1980). Deve-se observar, contudo, que se a rejeição à hipótese nula for muito forte, a correção para heterocedasticidade deve afetar muito pouco a conclusão do teste.

²⁵ Uma vez que são apresentadas evidências de não normalidade dos retornos, a hipótese de RW1 torna-se muito restritiva. De qualquer forma, os testes serão realizados sob tal hipótese, a fim de que seus resultados possam ser comparados com os da hipótese de RW3.

Tabela 4: Autocorrelações ajustadas para viés e razões de variância com observações sobrepostas das carteiras EW e VW sob RW1 de 04/03/86 a 15/04/98

	$\tilde{\rho}(1)$	$\tilde{\rho}(2)$	$\tilde{\rho}(3)$	$\tilde{\rho}(4)$	$\tilde{\rho}(5)$	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)
A. Retornos diários									
Carteira EW	.32 (.0000)	.18 (.0000)	.10 (.0000)	.10 (.0000)	.07 (.0000)	1.32 (.0000)	1.71 (.0000)	2.13 (.0000)	2.44 (.0000)
Carteira VW	.23 (.0000)	.09 (.0000)	.04 (.0145)	.06 (.0016)	.04 (.0325)	1.23 (.0000)	1.47 (.0000)	1.69 (.0000)	1.81 (.0000)
B. Retornos semanais									
Carteira EW	.22 (.0000)	.11 (.0088)	-.01 (.7677)	-.05 (.2031)	-.04 (.3366)	1.21 (.0000)	1.33 (.0000)	1.17 (.1674)	0.82 (.3008)
Carteira VW	.15 (.0003)	.08 (.0480)	-.09 (.0251)	-.08 (.0593)	-.06 (.1682)	1.13 (.0009)	1.14 (.0681)	0.93 (.5777)	0.70 (.0921)

As autocorrelações de primeira ordem estimadas são positivas em ambos os horizontes, sendo mais fortes do que as de ordem superior em todos os casos, e maiores no horizonte diário do que no semanal. Nos retornos diários, as autocorrelações de segunda a quinta ordem são também todas positivas, e significativas ao nível de 5%. Nos retornos semanais, surgem autocorrelações negativas a partir da terceira ordem. Em ambos os horizontes de análise, a rejeição da hipótese de RW1 tende a ser mais forte nas carteiras com ponderação igual (EW) em relação às carteiras ponderadas por valor (VW), sugerindo que o tamanho da firma possa ser uma variável relevante na previsão de retornos. Tais resultados são coerentes com aqueles encontrados por CLM na análise de retornos diários e semanais, e por Lo e Mackinlay (1988) e Conrad e Kaul (1988) na análise de retornos semanais.

Passando-se à análise das razões de variância na mesma tabela, verifica-se que as mesmas são fortemente significativas até a décima sexta ordem nos retornos diários, e até a quarta ordem nos semanais. Constata-se também que os valores estimados da razão de variância de ordem 2, subtraídos da unidade, são aproximadamente iguais aos das autocorrelações de primeira ordem, conforme esperado. A razão de variância de ordem 2 encontrada do retorno diário da carteira EW de 1,32, por exemplo, indica uma autocorrelação serial de primeira ordem de 32%, sendo coerente com a estimativa da autocorrelação de primeira ordem.

O padrão ascendente das razões de variância de ordem 2, 4, 8 e 16 dos retornos diários, indica a existência de autocorrelação serial positiva dos retornos em multiperíodos de 2, 4 e 8 dias. Nos retornos semanais, a sequência de razões de variância inicialmente ascende e posteriormente descende, indicando a ocorrência de autocorrelação serial positiva dos

retornos em multiperíodos de 2 semanas, e negativa dos retornos em multiperíodos de 4 e 8 semanas. A razão $VR(4)/VR(2)$ do retorno semanal da carteira EW, por exemplo, é dada por $1.33/1.21$, indicando que a autocorrelação de primeira ordem do retorno em multiperíodo de 2 semanas da carteira EW deve ser da ordem de 10%.

Uma vez que a falta de liquidez dos ativos é capaz de gerar alguma autocorrelação positiva espúria ²⁶, na Tabela 5 do Apêndice são avaliadas as autocorrelações de ordem k de uma carteira formada apenas por ativos extremamente líquidos. A probabilidade de cada um destes não transacionar é inferior a 10%, ficando a média da carteira em 3.41%. Embora as autocorrelações obtidas sejam um pouco mais baixas, os resultados continuam sugerindo forte rejeição à hipótese de RW1.

Subperíodos

Na Tabela 5 são apresentados os resultados dos testes de razão de variância com observações sobrepostas $\bar{VR}(q)$ para a hipótese de RW1, avaliados nos subperíodos previamente mencionados. Os níveis de significância marginal são reportados abaixo das respectivas razões de variância.

A análise revela que os dois primeiros subperíodos possuem um padrão bem semelhante ao do período integral. Nos retornos diários, a mudança mais relevante ocorre no último subperíodo da carteira VW, para o qual as razões de variância de ordem 8 e 16 tornam-se inferiores à unidade, embora não sejam significativamente diferente de 1. Em linhas gerais, a evidência de previsibilidade tende a ser menor no período mais recente para ambas as carteiras neste horizonte. A maior previsibilidade da carteira EW em relação ao VW é mantida em todos os casos. De maneira geral, pode-se considerar que o padrão de previsibilidade dos retornos diários é robusto ao período de amostragem.

²⁶ Fisher (1966) foi o primeiro a levantar a questão do viés gerado pela falta de liquidez. Lo e Mackinlay (1990) sugerem um modelo para o tratamento deste problema, conhecido como *nonsynchronous trading*.

Tabela 5: Razões de variância sobrepostas das carteiras EW e VW nos subperíodos sob RW1

	04/03/86 a 13/03/90				20/03/90 a 29/07/94				01/08/94 a 15/04/98			
	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)
A. Retornos diários												
Carteira EW	1.33	1.70	2.05	2.17	1.32	1.72	2.06	2.17	1.19	1.30	1.29	1.56
	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0031)	(.0001)
Carteira VW	1.29	1.58	1.83	1.91	1.20	1.38	1.48	1.43	1.15	1.12	0.89	0.92
	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0500)	(.2816)	(.5970)
B. Retornos semanais												
Carteira EW	1.15	1.27	1.17	0.81	1.28	1.28	1.15	0.77	1.05	1.30	1.41	1.46
	(.0290)	(.0402)	(.4078)	(.5403)	(.0000)	(.0239)	(.4557)	(.4447)	(.5263)	(.0261)	(.0561)	(.1535)
Carteira VW	1.13	1.21	1.02	0.69	1.16	1.02	0.90	0.71	0.83	0.87	0.85	0.76
	(.0578)	(.1061)	(.9230)	(.3235)	(.0171)	(.8477)	(.6210)	(.3338)	(.0209)	(.3427)	(.4751)	(.4527)

Nos retornos semanais, a mudança de padrão do último subperíodo é considerável. No 3º subperíodo, a razão de variância de ordem 2 permanece superior à unidade para a carteira EW, mas reduz-se sensivelmente, deixando de ser significativa. Contudo, a razão de variância de ordem 4 mantém-se significativa. A sequência de razões de variância torna-se ascendente, indicando autocorrelação serial positiva nos retornos em multiperíodos de 2, 4 e 8 semanas para esta carteira. Já em relação à carteira VW, apenas a razão de variância de ordem 2 permanece significativa. Contudo, a mesma torna-se inferior à unidade, e passa a indicar reversão à média. Apesar do padrão não ser tão estável quanto na análise dos retornos diários, a evidência de que a previsibilidade dos retornos semanais tende a ser menor em períodos mais recentes é compatível com os resultados da análise norte-americana de CLM (1997).

ii. RW3

Na Tabela 6 são apresentados os testes assintóticos para a hipótese de RW3 de razão de variância com observações sobrepostas $\bar{V}R(q)$ dada por (8). Os níveis de significância são apresentados abaixo das respectivas estatísticas de teste.

As indicações de previsibilidade dos retornos diários até o horizonte de 16 dias, e dos retornos semanais até o horizonte de 4 semanas permanecem forte no período integral. A única mudança relevante refere-se à razão de variância de ordem 8 da carteira EW dos retornos semanais, que passa a ser significativa. A rejeição da hipótese nula permanece mais forte na carteira EW do que na VW. Conclui-se portanto, que a indicação de previsibilidade

dos retornos de curto prazo é robusta a mudanças na variância dos mesmos, uma vez que a estatística de teste $\psi^*(q)$ dada por (9) é assintoticamente consistente quando há heterocedasticidade.

Tabela 6: Razões de variância sobrepostas das carteiras EW e VW sob RW3 de 04/03/86 a 15/04/98

	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)
A. Retornos diários				
Carteira EW	1.32 (.0000)	1.71 (.0000)	2.15 (.0000)	2.48 (.0000)
Carteira VW	1.23 (.0000)	1.46 (.0000)	1.70 (.0000)	1.81 (.0000)
B. Retornos semanais				
Carteira EW	1.22 (.0000)	1.42 (.0000)	1.41 (.0089)	1.28 (.1913)
Carteira VW	1.14 (.0135)	1.25 (.0214)	1.12 (.4553)	1.01 (.9646)

Subperíodos

Na Tabela 7 são apresentados os resultados dos testes de razão de variância com observações sobrepostas $\bar{VR}(q)$ para a hipótese de RW3 avaliados nos subperíodos previamente estabelecidos. Os níveis de significância marginal são reportados abaixo das respectivas razões de variância.

Tabela 7: Razões de variância sobrepostas das carteiras EW e VW nos subperíodos sob RW3

	11/03/86 a 13/03/90				20/03/90 a 29/07/94				01/08/94 a 15/04/98			
	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)
A. Retornos diários												
Carteira EW	1.35 (.0000)	1.72 (.0000)	2.08 (.0000)	2.29 (.0000)	1.33 (.0000)	1.78 (.0000)	2.32 (.0000)	2.62 (.0000)	1.19 (.0023)	1.29 (.0108)	1.30 (.0775)	1.54 (.0218)
Carteira VW	1.30 (.0000)	1.59 (.0000)	1.84 (.0000)	1.96 (.0000)	1.21 (.0000)	1.47 (.0000)	1.74 (.0000)	1.77 (.0000)	1.15 (.0252)	1.12 (.3664)	0.92 (.6816)	0.91 (.7212)
B. Retornos semanais												
Carteira EW	1.17 (.0287)	1.27 (.0417)	1.23 (.2744)	1.12 (.6876)	1.29 (.0008)	1.48 (.0015)	1.41 (.0728)	1.19 (.5397)	1.04 (.7440)	1.30 (.1226)	1.47 (.0878)	1.55 (.1379)
Carteira VW	1.15 (.0459)	1.21 (.1144)	1.06 (.7899)	0.94 (.8327)	1.18 (.0501)	1.22 (.1505)	1.07 (.7511)	0.93 (.8211)	0.83 (.2019)	0.88 (.6189)	0.86 (.6762)	0.84 (.7049)

A análise dos retornos de curto prazo sob RW3 revela um padrão bem semelhante àquele encontrado sob RW1. Nos retornos diários, comparando-se os dois primeiros subperíodos e o período integral ao terceiro subperíodo, pode-se verificar que os níveis de significância marginal são maiores no último para ambas as carteiras, indicando menor previsibilidade. Nos retornos semanais, os níveis de significância marginal de ambos as

carteiras aumentam em relação ao período integral em todos os subperíodos. Uma mudança refere-se à razão de variância de ordem 8 da carteira EW, que passa a ser significativa no segundo subperíodo. No último subperíodo, apenas esta razão de variância mantém-se significativa a 10%. A característica de redução da previsibilidade nos períodos mais recentes é mantida.

4.1.3 Ativos Individuais

Estudos norte-americanos indicam que embora autocorrelações diferentes de zero sejam observadas em carteiras diversificadas em determinados horizontes de tempo, na análise de ativos individuais as mesmas são bem próximas de zero²⁷. A intuição é que ativos individuais estão mais sujeitos a riscos idiossincráticos, e por esta razão seu comportamento seria mais imprevisível. Este fato motiva a avaliação das razões de variância médias dos últimos. A significância da média *cross-section* da razão de variância dos ativos individuais não será avaliada, dadas as relações de dependência *cross-section* entre os ativos. A Tabela 8 apresenta as médias *cross-section* das razões de variância com observações sobrepostas $\bar{VR}(q)$ dadas por (6), e seus respectivos desvios padrão reportados inferiormente.

Tabela 8: Médias *cross-section* das razões de variância sobrepostas dos ativos individuais de 04/03/86 a 15/04/98

	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)
A. Retornos diários	1.05	1.12	1.17	1.17
(desvio padrão)	(.0667)	(.1241)	(.1694)	(.1960)
B. Retornos semanais	1.02	0.98	0.85	0.71
(desvio padrão)	(.0591)	(.1020)	(.1655)	(.1760)

A análise dos retornos diários do período integral revela que os ativos individuais também possuem razões de variância superiores à unidade até a ordem 16, embora em magnitude bem inferior àquelas observadas nas carteiras. A sequência de razões de variância também é não decrescente, indicando persistência dos retornos nos q dias. A análise dos

²⁷ Fisher (1966) constata que as autocorrelações de ativos agrupados em carteiras diversificadas são positivas e bem maiores do que aquelas observadas em ativos individuais no horizonte mensal. Fama e French (1988) encontram autocorrelações de ordem k corrigidas para viés bem próximas de zero e simetricamente distribuídas nos retornos de multiperíodos de 1 a 10 anos, mas autocorrelações negativas nos retornos de carteiras no longo prazo. CLM encontram médias de razões de variância próximas à unidade nos ativos individuais em retornos semanais, e superiores à unidade em carteiras.

retornos semanais revela que a razão de variância de ordem 2 é ligeiramente superior à unidade, e que as demais são inferiores e decrescentes, indicando uma reversão à média nas q semanas mais rápida do que aquela observada nas carteiras.

4.1.4 Carteiras agrupadas por tamanho

A constatação de que a rejeição às hipóteses de passeio aleatório tende ser mais forte nas carteiras EW do que nas carteiras VW leva à questão da relação entre o tamanho da firma e a previsibilidade. Conforme descrito na seção 3, cinco carteiras por tamanho foram formadas a fim de se analisar as matrizes de autocorrelações cruzadas: PORT1, PORT2, PORT3, PORT4 e PORT5, respectivamente do menor para o maior. Para os testes da hipótese de passeio aleatório, estas cinco carteiras foram reunidas em três: uma carteira de firmas pequenas, contendo apenas a PORT1, com 13 firmas; uma carteira de firmas médias, com retorno dado pela média aritmética dos retornos das carteiras PORT2, PORT3 e PORT4, englobando 36 firmas; e uma carteira de firmas grandes, idêntica à PORT5, com 13 firmas. Testes para as hipóteses de RW1 e RW3 foram então realizados, adotando-se razões de variância com observações sobrepostas dadas por (6) e (8) respectivamente. Os resultados encontram-se na Tabela 9. Os níveis de significância marginal são reportados abaixo das respectivas razões de variância.

Tabela 9: Razões de variância sobrepostas das carteiras por tamanho no curto prazo de 04/03/86 a 15/04/98

	RW1				RW3			
	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)
A. Retornos diários								
Firmas Pequenas	1.19	1.47	1.81	2.11	1.19	1.48	1.83	2.15
	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
Firmas Médias	1.32	1.73	2.17	2.45	1.33	1.74	2.20	2.51
	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
Firmas Grandes	1.24	1.48	1.72	1.85	1.24	1.48	1.73	1.84
	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
B. Retornos semanais								
Firmas Pequenas	1.18	1.36	1.27	1.00	1.20	1.42	1.48	1.41
	(.0000)	(.0000)	(.0228)	(.9975)	(.0001)	(.0000)	(.0009)	(.0405)
Firmas Médias	1.23	1.34	1.15	0.83	1.23	1.43	1.42	1.31
	(.0000)	(.0000)	(.2033)	(.3303)	(.0000)	(.0000)	(.0094)	(.1653)
Firmas Grandes	1.12	1.13	0.90	0.66	1.13	1.23	1.07	0.91
	(.0028)	(.0770)	(.4104)	(.0534)	(.0222)	(.0323)	(.6681)	(.6969)

Em primeiro lugar, deve-se observar que embora as hipóteses de RW1 e RW3 sejam mais fortemente rejeitadas na carteira de firmas médias, tal rejeição pode estar relacionada ao maior número de firmas contidas no mesmo. Isto pode permitir uma melhor diversificação do risco idiossincrático das firmas, uma vez que a previsibilidade de ativos organizados em carteiras tende a ser maior do que a de ativos individuais, conforme observado. Sendo assim, a comparação mais cabível refere-se às firmas pequenas *versus* as firmas grandes. Neste caso, não há um padrão claro, pois embora a rejeição das hipóteses de RW1 e RW3 seja mais forte para a carteira de firmas grandes no horizonte diário, tal padrão é invertido no horizonte semanal. Este padrão dos retornos diários aparentemente não é coerente com a menor previsibilidade da carteira VW, no qual firmas maiores possuem maior ponderação.

4.1.5. Matrizes de Autocorrelações Cruzadas e sua Assimetria

Tabela 10: Matrizes de autocorrelações cruzadas de primeira ordem e de assimetria das autocorrelações para carteiras agrupados por tamanho de 04/03/86 a 15/04/98

$\hat{\mathbf{Y}}(1)$						$\hat{\mathbf{Y}}(1) - \hat{\mathbf{Y}}(1)'$					
A. Retornos diários											
	r_{1t}	r_{2t}	R_{3t}	r_{4t}	r_{5t}		r_1	r_2	r_3	r_4	r_5
r_{1t-1}	0.19	0.23	0.20	0.20	0.12	r_1	0.00	-0.05	-0.07	-0.06	-0.15
r_{2t-1}	0.28	0.28	0.27	0.26	0.19	r_2	0.05	0.00	-0.02	-0.04	-0.11
r_{3t-1}	0.28	0.29	0.27	0.28	0.20	r_3	0.07	0.02	0.00	-0.01	-0.09
r_{4t-1}	0.27	0.30	0.29	0.28	0.22	r_4	0.06	0.04	0.01	0.00	-0.09
r_{5t-1}	0.27	0.30	0.29	0.30	0.25	r_5	0.15	0.11	0.09	0.09	0.00
B. Retornos semanais											
	r_{1t}	r_{2t}	R_{3t}	r_{4t}	r_{5t}		r_1	r_2	r_3	r_4	r_5
r_{1t-1}	0.18	0.14	0.09	0.08	0.00	r_1	0.00	-0.14	-0.16	-0.19	-0.22
r_{2t-1}	0.28	0.21	0.19	0.17	0.10	r_2	0.14	0.00	0.00	-0.05	-0.09
r_{3t-1}	0.25	0.19	0.18	0.17	0.07	r_3	0.16	0.00	0.00	-0.03	-0.11
r_{4t-1}	0.27	0.21	0.20	0.17	0.10	r_4	0.19	0.05	0.03	0.00	-0.07
r_{5t-1}	0.22	0.20	0.18	0.17	0.12	r_5	0.22	0.09	0.11	0.07	0.00

A Tabela 10 mostra as matrizes estimadas de autocorrelações cruzadas de primeira ordem $\hat{Y}(1)$ e de assimetria $\hat{Y}(1) - \hat{Y}(1)'$ das carteiras ordenadas por tamanho PORT1, PORT2, PORT3, PORT4 e PORT5 (em ordem crescente de tamanho) nos retornos de curto prazo. Os retornos destas carteiras no tempo t são dados respectivamente por r_{1t} , r_{2t} , r_{3t} , r_{4t} , r_{5t} . Os desvios padrão assintóticos das autocorrelações cruzadas sob a hipótese de RW1 são

dados por $1/\sqrt{T}$, sendo iguais a 1.8% e 4% para os retornos diários e semanais, respectivamente 28.

Um padrão interessante pode ser notado na matriz $\hat{Y}(1)$: as autocorrelações abaixo da diagonal principal tendem a ser maiores do que aquelas acima da mesma. Por exemplo, enquanto a correlação do retorno semanal em $t-1$ da firma grande com o retorno em t da firma pequena é da ordem de 22%, a correlação do retorno em $t-1$ da firma pequena com o retorno em t da firma grande é da ordem de 0%. Tal padrão pode ser verificado mais adequadamente nas matrizes de assimetria $\hat{Y}(1) - \hat{Y}(1)'$, as quais são dominadas por valores positivos abaixo da diagonal principal, e negativos acima. Estes resultados são coerentes com aqueles observados por CLM. Autocorrelações fortemente significativas podem ser observadas nos dois horizontes. Este padrão sugere a possibilidade de uma estratégia que em termos esperados gere lucros extraordinários na ausência de custos de transação. Por exemplo, se o retorno de uma carteira de firmas grandes é alto no fechamento de determinado dia, então a compra de uma carteira de firmas pequenas no fechamento deste dia, e sua posterior venda no fechamento do dia seguinte, geraria lucros extraordinários em termos esperados. Observe que tal lucro extraordinário existiria mesmo que o retorno de cada carteira agrupada por tamanho fosse imprevisível com base nos seus retornos defasados.

4.1.6. Testes de Sazonalidade

A Tabela 11 reporta os resultados das regressões dos retornos diários na primeira defasagem estimadas por mínimos quadrados variáveis *dummy* para os dias da semana, definidas em (10) e (11). Os respectivos níveis de significância marginal são reportados ao lado, avaliados sob as hipóteses de homocedasticidade e heterocedasticidade.

Analisando as duas especificações, podemos notar a existência de um efeito sazonal na segunda-feira. Quando a regressão é centrada na mesma, temos que os interceptos diferenciais dos demais dias da semana são bem próximos entre si e significativamente distintos de zero. Já quando a regressão é centrada na quarta-feira, temos que apenas o intercepto diferencial γ da segunda-feira é significativamente distinto de zero. Tal evidência é coerente com o fato estilizado de que os retornos da segunda-feira tendem a ser menores do que aqueles dos

²⁸ Conforme mencionado previamente, os vieses dos estimadores das autocorrelações cruzadas são da ordem de 0.03% e 0.16% e, portanto, irrelevantes nas conclusões.

demais dias da semana, observado por Cross (1973), French (1980) e Gibbons and Hess (1981) nos dados norte-americanos, e por Correa e Pereira (1997) nos dados brasileiros.

O teste *ARCH* -LM de heterocedasticidade condicional nos resíduos da regressão é também apresentado na tabela, rejeitando a hipótese nula dos quadrados dos resíduos defasados não serem correlacionados. Consequentemente, a matriz de covariância do vetor de coeficientes foi estimada segundo a metodologia consistente à heterocedasticidade de White. Os níveis de significância marginal calculados com base em tal metodologia são reportados ao lado daqueles baseados na hipótese de homocedasticidade. A correção para heterocedasticidade não modifica as conclusões anteriores.

Tabela 11: Regressões defasadas com *dummies* para sazonalidade estimadas por MQ das carteiras EW e VW de 04/03/86 a 15/04/98 para os retornos diários

$r_t = c + \gamma_2^* \text{TER} + \gamma_3^* \text{QUA} + \gamma_4^* \text{QUI} + \gamma_5^* \text{SEX} + \beta^* r_{t-1} + \varepsilon_t$				<i>AR(1)</i> com <i>dummies</i> centrado na segunda-feira		
Carteira EW				Carteira VW		
	Coef.	p-value	White-p	Coef.	p-value	White-p
C	-.0052	(.0000)	(.0000)	-.0050	(.0001)	(.0001)
TER	.0064	(.0000)	(.0000)	.0083	(.0000)	(.0000)
QUA	.0070	(.0000)	(.0000)	.0060	(.0005)	(.0005)
QUI	.0067	(.0000)	(.0000)	.0072	(.0000)	(.0001)
SEX	.0086	(.0000)	(.0000)	.0080	(.0000)	(.0000)
r_{t-1}	.3194	(.0000)	(.0000)	.2310	(.0000)	(.0000)
$r_t = c + \gamma_1^* \text{SEG} + \gamma_2^* \text{TER} + \gamma_4^* \text{QUI} + \gamma_5^* \text{SEX} + \beta^* r_{t-1} + \varepsilon_t$				<i>AR(1)</i> com <i>dummies</i> centrado na quarta-feira		
C	.0018	(.0503)	(.0574)	.0010	(.3887)	(.3902)
SEG	-.0070	(.0000)	(.0000)	-.0060	(.0005)	(.0005)
TER	-.0006	(.6320)	(.6389)	.0022	(.1984)	(.2080)
QUI	-.0004	(.7749)	(.7820)	.0011	(.5159)	(.5260)
SEX	.0015	(.2503)	(.2401)	.0020	(.2547)	(.2372)
r_{t-1}	.3194	(.0000)	(.0000)	.2310	(.0000)	(.0000)
R^2	.12	-	-	.06	-	-
AC(1) Resíduo	-.01	(.5520)	-	-.01	(.5623)	-
Efeito <i>ARCH</i> : $e_t^2 = \beta_1 + \beta_2^* e_{t-1}^2$						
b_1	.00	(.0000)	-	.00	(.0000)	-
b_2	.17	(.0000)	-	.16	(.0000)	-
R^2	.03	-	-	.03	-	-

4.1.7. Testes de Não Linearidade na Média e na Variância

i. Teste de McLeod-Li

Conforme mencionado anteriormente, o teste de McLeod-Li (1983) pode ser aplicado diretamente aos dados de retorno. A Tabela 12 apresenta os resultados do teste aplicado à série de quadrados dos retornos, com a estatística de portmanteau $Q_{xx}(k)$ dada por (14) e seu respectivo nível de significância marginal reportados abaixo. A evidência revela a existência de dependência não-linear na série dos retornos.

Tabela 12: Teste de McLeod-Li nos retornos de curto prazo para as carteiras EW e VW no período 04/03/86 a 15/04/98

	$Q_{xx}(5)$	$Q_{xx}(10)$	$Q_{xx}(15)$	$Q_{xx}(25)$	$Q_{xx}(35)$
A. Retornos diários					
PORTEW	444.11 (.0000)	650.99 (.0000)	749.71 (.0000)	822.32 (.0000)	845.10 (.0000)
PORTVW	536.01 (.0000)	751.42 (.0000)	875.74 (.0000)	945.09 (.0000)	960.30 (.0000)
B. Retornos semanais					
PORTEW	35.36 (.0000)	38.48 (.0000)	48.38 (.0000)	56.91 (.0003)	62.31 (.0030)
PORTVW	37.69 (.0000)	41.41 (.0000)	48.57 (.0000)	54.08 (.0006)	56.09 (.0133)

ii. Teste de Hsieh

O teste de Hsieh foi aplicado à série de resíduos filtrados de dependência linear conforme a metodologia de Box e Jenkins (1976). Nos retornos diários foram incluídas variáveis *dummies* para os dias da semana. O número de defasagens das especificações lineares dos processos de retornos foi de 8 e 10 defasagens no horizonte diário, e de 2 e 3 defasagens no horizonte semanal, para as carteiras EW e VW respectivamente

Tabela 13: Teste de Hsieh nos retornos de curto prazo para as carteiras EW e VW no período 04/03/86 a 15/04/98

	$\hat{\phi}(2,1)$	$\hat{\phi}(2,2)$	$\hat{\phi}(3,1)$	$\hat{\phi}(3,2)$	$\hat{\phi}(3,3)$	$\hat{\phi}(4,1)$	$\hat{\phi}(4,2)$	$\hat{\phi}(4,3)$	$\hat{\phi}(4,4)$
A. Retornos diários									
PORTEW	-.02 (.7654)	.05 (.3115)	.13 (.1532)	-.08 (.1382)	.03 (.5535)	-.01 (.9479)	.04 (.4123)	-.07 (.2016)	.00 (.9662)
PORTVW	-.05 (.4741)	.08 (.0396)	.13 (.1621)	-.13 (.0242)	-.01 (.8666)	.00 (.9644)	.08 (.0836)	-.08 (.1620)	-.03 (.4901)
B. Retornos semanais									
PORTEW	.03 (.8087)	.07 (.3137)	.03 (.7400)	-.04 (.4272)	.05 (.3202)	.11 (.6671)	-.15 (.1038)	.06 (.2673)	.05 (.5222)
PORTVW	.06 (.6800)	.07 (.3187)	-.02 (.8222)	-.02 (.7745)	.12 (.0173)	-.06 (.5590)	-.09 (.2146)	.06 (.2884)	.10 (.1544)

A Tabela 13 apresenta as estatísticas $\hat{\phi}(i, j)$ do teste de Hsieh dadas por (15) com seus respectivos níveis de significância marginal reportados abaixo. A análise da carteira EW não rejeita a possibilidade dos processos serem lineares na média. Uma vez que o teste de McLeod-Li indica a existência de não-linearidade, conclui-se que a mesma deve ocorrer na variância, e não na média. Em relação à carteira VW, temos que $\hat{\phi}(2,1)$, $\hat{\phi}(3,1)$ e $\hat{\phi}(4,1)$ são significativas no horizonte diário e $\hat{\phi}(3,2)$ é significativa no horizonte semanal. Isto sugere a investigação de especificações não-lineares na média e na variância para a previsão de retornos desta carteira.

4.1.8. Sumário e Comparação com Resultados Americanos

A Tabela 14 sumariza os resultados encontrados utilizando-se retornos diários e semanais. Algumas das evidências encontradas corroboram qualitativamente os fatos estilizados norte-americanos de: (i) rejeição da hipótese de normalidade dos retornos em *log*; (ii) evidências que levantam a possibilidade de que modelos não lineares na média e/ou na variância sejam úteis na previsão de retornos. (iii) rejeição às hipóteses de passeio aleatório RW1 (retornos independentes e identicamente distribuídos) e RW3 (retornos não correlacionados), com indicação de previsibilidade linear de retornos; (iv) redução da previsibilidade linear univariada no período mais recente; (v) razões de variância mais próximas à unidade para ativos individuais, indicando sua menor previsibilidade em relação às carteiras; (vi) maior previsibilidade de carteiras de firmas pequenas em relação aos de firmas grandes no horizonte semanal; (vii) assimetria das autocorrelações cruzadas dos retornos semanais, com carteiras de firmas maiores explicando o comportamento dos retornos das carteiras de firmas menores; (viii) tendência a que os retornos sejam ligeiramente menores na segunda-feira.

Algumas comparações podem ser estabelecidas entre os resultados encontrados na análise do mercado brasileiro entre 1986 a 1998 e aqueles encontrados para o mercado norte-americano no período de 1978 a 1994 (CLM). As evidências de previsibilidade linear geradas pelas autocorrelações dos retornos diários e semanais das carteira EW e VW são mais fortes no caso brasileiro do que no caso norte-americano. O mesmo pode ser dito em relação às razões de variância no horizonte semanal. Em relação às carteiras agrupadas por tamanho das

firmas, as razões de variância dos retornos semanais indicam maior previsibilidade da carteira de firmas pequenas no mercado norte-americano, e maior previsibilidade das carteiras de firmas grandes no mercado brasileiro. A assimetria da matriz de autocorrelações dos retornos semanais das carteiras agrupados por tamanho das firmas pode ser considerada bem semelhante.

Outras evidências encontradas na análise do caso brasileiro são: (i) o padrão de comportamento das autocorrelações cruzadas do horizonte diário é bem semelhante ao do semanal; (ii) no horizonte diário há uma inversão da evidência de previsibilidade das carteiras agrupadas por tamanho, com carteiras de firmas grandes apresentando maior previsibilidade que os de firmas pequenas.

Tabela 14: Evidências empíricas encontradas com retornos diários e semanais

Teste	Dados Diários	Dados Semanais
Normalidade	Rejeição à normalidade a 1% por Jarque Bera para EW e VW.	Rejeição à normalidade a 1% por Jarque Bera para EW e VW.
Assimetria	Rejeição à simetria a 1% para EW e 10% para VW pela regressão dos quantis, indicando assimetria positiva.	Rejeição à simetria a 1% para EW e VW pela regressão dos quantis, indicando assimetria negativa.
Curtose	Índice da cauda indica alta curtose.	Índice da cauda indica alta curtose.
RW1	Período Integral: rejeição a 1% para EW e VW, tanto pelo teste de autocorrelação, quanto pelo de razão de variância. Persistência de 2 a 16 dias nos retornos. Subperíodos: persistência de 2 a 16 dias a 1% no 1º e 2º subperíodos para EW e VW e para EW no 3º subperíodo. Persistência de 2 a 4 dias a 5% no 3º subperíodo para VW.	Período Integral: rejeição a 1% para EW e VW, tanto pelo teste de autocorrelação, quanto pelo de razão de variância. Persistência de 2 a 4 semanas nos retornos. Subperíodos: persistência de 2 a 4 semanas a 10% no 1º subperíodo para EW e VW. Persistência de 2 semanas a 5% no 2º subperíodo para EW e VW. Reversão à média em 2 semanas a 5% no 3º subperíodo para VW.
RW3	Período Integral: persistência de 2 a 16 dias nos retornos a 1% para EW e VW pela razão de variância. Subperíodos: persistência de 2 a 16 dias a 1% no 1º e 2º subperíodos para EW e VW e a 10% para EW no 3º subperíodo. Persistência de 2 dias a 5% no 3º subperíodo para VW.	Período Integral: persistência de 2 a 8 semanas a 1% para EW e de 2 a 4 semanas a 5% para VW, pela razão de variância. Subperíodos: persistência de 2 a 4 semanas a 5% para EW e de 2 semanas a 5% para VW no 1º e 2º subperíodos. Reversão à média em 8 semanas a 10% no 3º subperíodo para EW.
Ativos Individuais	Razões de variância de 2 a 16 dias superiores à unidade no período integral.	Razão de variância de 2 semanas ligeiramente superior à unidade, e razões de variância de 4 a 16 semanas inferiores à unidade no período integral.
Tamanho	Persistência de retornos de 2 a 16 dias a 1% no período integral, tanto sob RW1 quanto sob RW3, pela razão de variância. Persistência mais forte na carteira de firmas grandes em relação ao de firmas pequenas. Assimetria das autocorrelações cruzadas indicando que o retorno passado da carteira de firmas grandes afeta fortemente o retorno futuro da carteira de firmas pequenas. Contudo, o retorno passado da carteira de firmas pequenas afeta muito pouco o retorno futuro da carteira de firmas grandes.	Persistência de retornos de 2 a 4 semanas a 5% no período integral, tanto sob RW1 quanto sob RW3, pela razão de variância. Persistência mais forte na carteira de firmas pequenas em relação ao de firmas grandes. Assimetria das autocorrelações cruzadas indicando que o retorno passado na carteira de firmas grandes afeta fortemente o retorno futuro na carteira de firmas pequenas. Contudo, o retorno passado na carteira de firmas pequenas afeta muito pouco o retorno futuro na carteira de firmas grandes.
Sazonalidade	Retornos possuem uma tendência a serem ligeiramente menores na segunda-feira para EW e VW.	-
Não Linearidade	Teste de McLeod-Li revela dependência não linear nos retornos diários em EW e VW. Teste de Hsieh não rejeita a linearidade na média para EW, sugerindo que a não linearidade do retorno possa ser na variância. Para a carteira VW há evidências de não linearidade na média, podendo ou não haver não linearidade na variância.	Teste de McLeod-Li revela dependência não linear nos retornos semanais. Teste de Hsieh não rejeita a linearidade na média para EW, sugerindo que a não linearidade do retorno possa ser na variância. Para a carteira VW há evidências de não linearidade na média, podendo ou não haver não linearidade na variância.

4.2. Retornos de Médio a Longo Prazo

O período de análise dos retornos estende-se de janeiro de 1970 a março de 1998, contando com 339 observações não sobrepostas de retornos mensais e 28 de retornos anuais. Tal período será caracterizado nesta seção como o período integral. Uma vez que dados de retornos de ações foram obtidos apenas a partir de 1986, as carteiras EW e VW não foram construídos neste período. Sendo assim, a análise do mesmo fica limitada apenas ao IBOVESPA. A fim de se testar a robustez à amostragem, a amostra foi dividida em dois subperíodos: de janeiro de 1970 a fevereiro de 1986, e de março de 1986 a março de 1998.

4.2.1. Características da Distribuição dos Retornos

A Tabela 15 é análoga à Tabela 3, apresentando as séries de retornos do IBOVESPA nos horizontes de médio prazo, os estimadores amostrais dos coeficientes de assimetria e curtose, a estatística de Jarque Bera (*JB*) dada por (1), o teste de regressão dos quantis dado por (2) e o índice de cauda dado por (3). São avaliados tanto o período integral, quanto o segundo subperíodo.

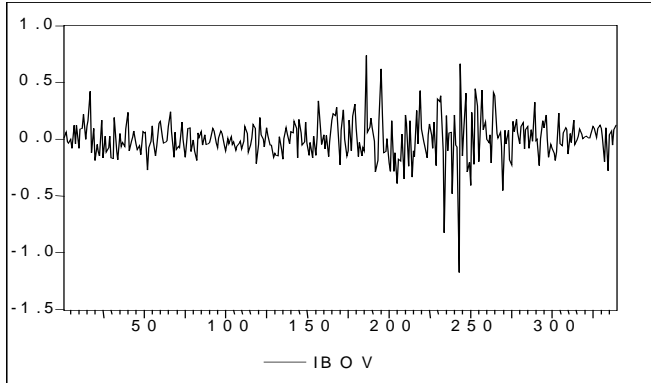
A análise do período integral rejeita a hipótese de normalidade dos retornos ao nível de significância de 10% em todos os horizontes de tempo com exceção do quadrimestral. Em todos os casos os coeficientes de assimetria são negativos, apresentando a análise da regressão dos quantis forte evidência à rejeição da hipótese de simetria. Os coeficientes de curtose são superiores a três em todos os casos. De maneira geral, os índices de cauda são superiores à unidade, às vezes mais pesados à esquerda, outras vezes à direita. O padrão observado no segundo subperíodo é praticamente o mesmo, diferindo apenas nos horizontes quadrimestral e anual, nos quais o coeficiente de curtose é inferior, mas bem próximo a três.

A Tabela 16 faz as mesmas avaliações para as carteiras EW e VW no segundo subperíodo. A única diferença relevante encontrada na carteira EW em comparação ao IBOVESPA, refere-se à ausência de assimetria nos horizontes mensal e bimestral. Os testes com a carteira VW, por sua vez, indicam a aceitação da hipótese de normalidade dos retornos a partir do horizonte quadrimestral, com coeficientes de curtose bem próximos a três, e rejeitam a hipótese de simetria ao nível de 10% pela regressão dos quantis, indicando assimetria negativa

Tabela 15 – Características dos retornos de médio prazo do portfólio IBOVESPA

A. Retornos mensais

Série: 01/70-03/98



Período 01/70-03/98

JB 812.9 (.0000)

Assimetria -0.57

Regr.dos Quantis

Coef.

 b_1 0.02 (.0000) b_2 0.88 (.0000)

Curtose 10.49

Índice de Cauda

 α T_L T_R

1% 1.46 1.38

5% 1.07 1.23

10% 1.05 1.06

Período 03/86-03/98

JB 182.1 (.0000)

Assimetria -0.94

Regr.dos Quantis

Coef.

 b_1 0.02 (.0043) b_2 0.70 (.0000)

Curtose 8.15

Índice de Cauda

 α T_L T_R

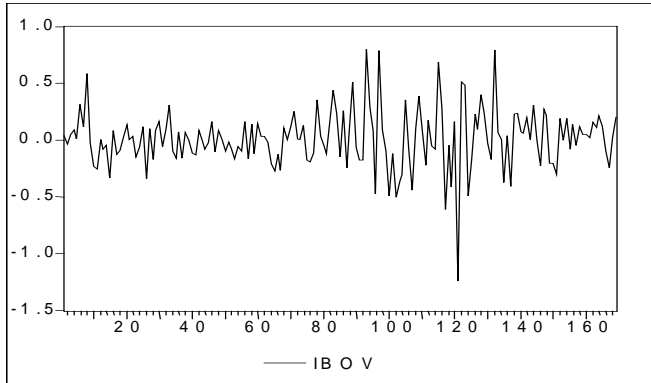
1% 1.58 1.70

5% 1.12 1.65

10% 1.02 1.26

B. Retornos bimestrais

Série: 01/70-03/98



Período 01/70-03/98

JB 93.26 (.0000)

Assimetria -0.20

Regr.dos Quantis

Coef.

 b_1 0.04 (.0073) b_2 0.82 (.0039)

Curtose 6.61

Índice de Cauda

 α T_L T_R

1% 1.26 1.77

5% 1.31 1.33

10% 1.10 1.12

Período 03/86-03/98

JB 26.53 (.0000)

Assimetria -0.73

Regr.dos Quantis

Coef.

 b_1 0.01 (.4068) b_2 0.66 (.0000)

Curtose 5.58

Índice de Cauda

 α T_L T_R

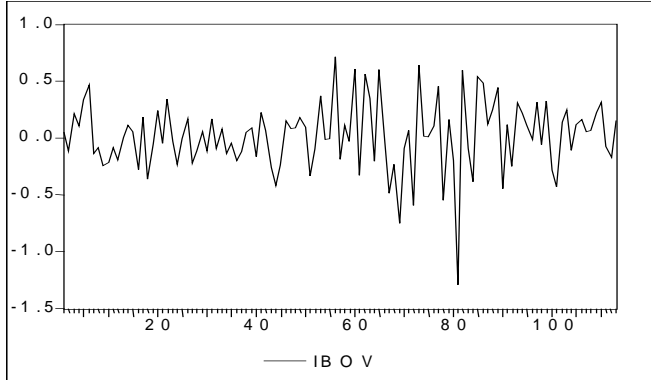
1% 1.16 1.31

5% 1.05 1.08

10% 1.12 0.92

C. Retornos trimestrais

Série: 01/70-03/98



Período 01/70-03/98

JB 31.41 (.0000)

Assimetria -0.55

Regr.dos Quantis

Coef.

 b_1 0.06 (.0002) b_2 0.76 (.0000)

Curtose 5.33

Índice de Cauda

 α T_L T_R

1% 1.22 1.18

5% 1.04 1.42

10% 0.99 1.20

Período 03/86-03/98

JB 14.00 (.0009)

Assimetria -0.99

Regr.dos Quantis

Coef.

 b_1 0.04 (.0250) b_2 0.51 (.0000)

Curtose 4.76

Índice de Cauda

 α T_L T_R

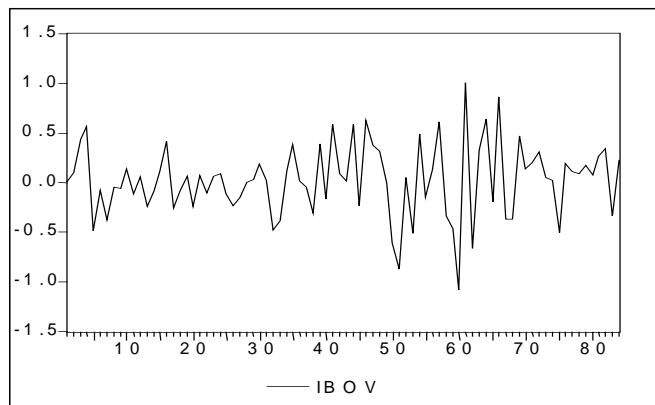
1% 1.32 0.99

5% 1.09 1.15

10% 1.14 1.24

D. Retornos quadrimestrais

Série: 01/70-03/98



Período 01/70-03/98

JB 1.23 (.5403)

Assimetria -0.11

Regr.dos Quantis

Coef.

 b_1 -0.01 (.1939) b_2 0.93 (.0018)

Curtose 3.54

Índice de Cauda

 α T_L T_R

1% 1.13 1.44

5% 0.93 1.37

10% 1.03 1.38

Período 03/86-03/98

JB 0.26 (.8794)

Assimetria -0.18

Regr.dos Quantis

Coef.

 b_1 -0.05 (.0837) b_2 0.78 (.0006)

Curtose 2.81

Índice de Cauda

 α T_L T_R

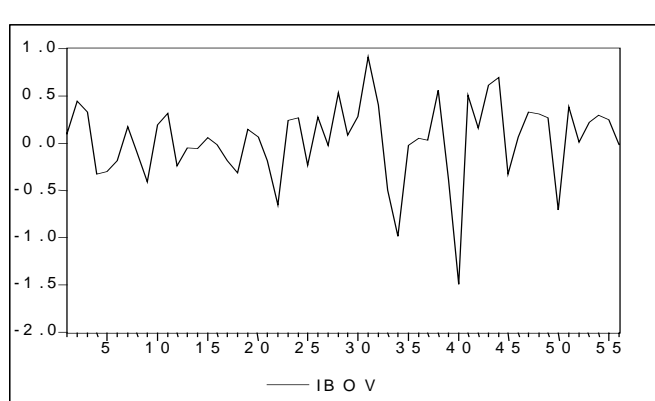
1% 0.74 1.31

5% 0.76 1.30

10% 0.80 1.28

E. Retornos semestrais

Série: 01/70-03/98



Período 01/70-03/98

JB 22.83 (.0000)

Assimetria -1.04

Regr.dos Quantis

Coef.

 b_1 0.15 (.0008) b_2 0.35 (.0000)

Curtose 5.34

Índice de Cauda

 α T_L T_R

1% 1.47 0.97

5% 1.19 0.96

10% 0.96 0.99

Período 03/86-03/98

JB 7.99 (.0183)

Assimetria -1.25

Regr.dos Quantis

Coef.

 b_1 0.12 (.0002) b_2 0.33 (.0000)

Curtose 4.29

Índice de Cauda

 α T_L T_R

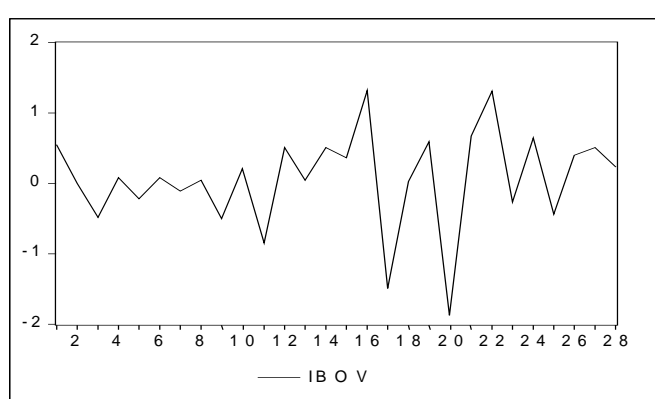
1% 2.04 0.80

5% 2.05 0.99

10% 1.88 1.12

F. Retornos anuais

Série: 01/70-03/98



Período 01/70-03/98

JB 4.89 (.0866)

Assimetria -0.82

Regr.dos Quantis

Coef.

 b_1 0.19 (.0002) b_2 0.58 (.0000)

Curtose 4.20

Índice de Cauda

 α T_L T_R

1% 1.73 0.83

5% 1.78 0.96

10% 1.16 0.70

Período 03/86-03/98

JB 1.65 (.4377)

Assimetria -0.91

Regr.dos Quantis

Coef.

 b_1 0.07 (.5992) b_2 0.32 (.0022)

Curtose 2.95

Índice de Cauda

 α T_L T_R

1% 1.00 0.92

5% 1.30 0.91

10% 1.44 0.64

Tabela 16: Características dos retornos de médio prazo das carteiras EW e VW de 03/86 a 03/98

Carteira EW						Carteira VW					
A. Retornos mensais											
<i>JB</i>	90	(.0000)	Curtose	6.84		<i>JB</i>	140	(.0000)	Curtose	7.73	
Assimetria	0.00		Índice de Cauda			Assimetria	-0.41		Índice de Cauda		
Regr.dos Quantis			α	T_L	T_R	Regr.dos Quantis			α	T_L	T_R
	Coef.	p-value	1%	1.25	1.88		Coef.		1%	1.37	1.53
b_1	0.01	(.4128)	5%	1.20	1.28	b_1	0.02	(.0055)	5%	1.07	1.57
b_2	1.02	(.6601)	10%	1.09	1.23	b_2	0.89	(.0022)	10%	1.15	1.27
B. Retornos bimestrais											
<i>JB</i>	10.73	(.0000)	Curtose	4.88		<i>JB</i>	19.81	(.0000)	Curtose	5.53	
Assimetria	-0.11		Índice de Cauda			Assimetria	-0.21		Índice de Cauda		
Regr.dos Quantis			α	T_L	T_R	Regr.dos Quantis			α	T_L	T_R
	Coef.	p-value	1%	1.06	1.13		Coef.	p-value	1%	1.17	1.33
b_1	0.01	(.6652)	5%	0.86	1.05	b_1	0.01	(.2635)	5%	0.96	1.32
b_2	0.97	(.2471)	10%	0.83	1.19	b_2	0.90	(.0067)	10%	0.93	1.05
C. Retornos trimestrais											
<i>JB</i>	5.36	(.0600)	Curtose	4.20		<i>JB</i>	13.16	(.0013)	Curtose	4.89	
Assimetria	-0.55		Índice de Cauda			Assimetria	-0.86		Índice de Cauda		
Regr.dos Quantis			α	T_L	T_R	Regr.dos Quantis			α	T_L	T_R
	Coef.	p-value	1%	2.42	0.89		Coef.	p-value	1%	1.31	1.06
b_1	0.06	(.0005)	5%	2.21	1.01	b_1	0.04	(.0329)	5%	1.03	1.31
b_2	0.74	(.0000)	10%	1.79	1.05	b_2	0.58	(.0000)	10%	1.02	1.11
D. Retornos quadrimestrais											
<i>JB</i>	0.10	(.9477)	Curtose	2.96		<i>JB</i>	0.01	(.9692)	Curtose	3.07	
Assimetria	-0.13		Índice de Cauda			Assimetria	0.09		Índice de Cauda		
Regr.dos Quantis			α	T_L	T_R	Regr.dos Quantis			α	T_L	T_R
	Coef.	p-value	1%	0.84	1.01		Coef.	p-value	1%	0.79	1.18
b_1	0.01	(.8360)	5%	0.91	0.90	b_1	-0.03	(.2677)	5%	0.83	1.07
b_2	0.80	(.0035)	10%	0.89	0.76	b_2	0.99	(.9157)	10%	0.81	0.93
E. Retornos semestrais											
<i>JB</i>	11.45	(.0032)	Curtose	4.92		<i>JB</i>	3.94	(.1391)	Curtose	3.67	
Assimetria	-1.39		Índice de Cauda			Assimetria	-0.93		Índice de Cauda		
Regr.dos Quantis			α	T_L	T_R	Regr.dos Quantis			α	T_L	T_R
	Coef.	p-value	1%	1.56	1.42		Coef.	p-value	1%	1.30	1.01
b_1	0.01	(.5345)	5%	1.62	1.21	b_1	-0.01	(.6600)	5%	1.49	0.95
b_2	0.33	(.0000)	10%	1.27	1.31	b_2	0.46	(.0000)	10%	1.35	1.02
F. Retornos anuais											
<i>JB</i>	1.14	(.0566)	Curtose	3.10		<i>JB</i>	0.41	(.8123)	Curtose	2.56	
Assimetria	-0.75		Índice de Cauda			Assimetria	-0.39		Índice de Cauda		
Regr.dos Quantis			α	T_L	T_R	Regr.dos Quantis			α	T_L	T_R
	Coef.	p-value	1%	1.47	1.21		Coef.	p-value	1%	1.23	0.96
b_1	0.02	(.7686)	5%	1.86	1.25	b_1	0.13	(.3080)	5%	1.73	1.11
b_2	0.50	(.0072)	10%	1.98	0.99	b_2	0.64	(.0637)	10%	2.06	1.08

4.2.2. Testes para a Hipótese de Passeio Aleatório

i. RW1

Na Tabela 17 são reportadas as razões de variância com observações sobrepostas $\bar{VR}(q)$ sob RW1, dadas por (6), calculadas com base nos retornos mensais para o período integral e para os dois subperíodos estabelecidos. O intervalo de medida dos retornos em multiperíodos vai de dois a noventa e seis meses. Os níveis de significância marginal são reportados abaixo das respectivas razões de variância. Conforme mencionado anteriormente, nas ordens mais altas da razão de variância a perda de potência do teste tende a ser considerável, devido ao baixo número de observações não-sobrepostas.

Tabela 17: Razões de variância sobrepostas com retornos mensais sob RW1														
	VR(2)	VR(3)	VR(4)	VR(6)	VR(8)	VR(12)	VR(16)	VR(24)	VR(32)	VR(36)	VR(48)	VR(64)	VR(72)	VR(96)
A. Período 01/70 a 03/98														
Ibov.	1.00	0.90	0.95	0.80	0.86	0.87	0.94	0.66	0.59	0.60	0.64	0.57	0.53	0.37
	(.9811)	(.2006)	(.5950)	(.1376)	(.3894)	(.5223)	(.8103)	(.2603)	(.2345)	(.2747)	(.3995)	(.3859)	(.3706)	(.3046)
B. Subperíodo 01/70 a 02/86														
Ibov.	1.12	1.12	1.08	1.09	1.05	1.09	1.08	0.94	1.06	1.11	1.04	1.08	1.19	1.66
	(.0949)	(.2792)	(.5473)	(.6131)	(.7964)	(.7414)	(.8026)	(.8793)	(.8990)	(.8150)	(.9483)	(.9012)	(.7819)	(.4161)
C. Subperíodo 03/86 a 03/98														
Ibov.	0.87	0.85	0.81	0.77	0.81	0.87	0.83	0.57	0.40	0.40	0.70	0.48	0.57	0.37
	(.1284)	(.2230)	(.2250)	(.2527)	(.4397)	(.6835)	(.6491)	(.3468)	(.2597)	(.2900)	(.6454)	(.4958)	(.5944)	(.4997)
EW	0.88	0.83	0.80	0.75	0.75	0.74	0.74	0.59	0.49	0.47	0.66	0.54	0.54	0.37
	(.1537)	(.1619)	(.1897)	(.2189)	(.3054)	(.3995)	(.4686)	(.3681)	(.3359)	(.3444)	(.6049)	(.5397)	(.5654)	(.5025)
VW	0.79	0.77	0.74	0.69	0.70	0.71	0.68	0.53	0.46	0.47	0.66	0.51	0.55	0.38
	(.0114)	(.0668)	(.0952)	(.1322)	(.2293)	(.3497)	(.3810)	(.2977)	(.3046)	(.3459)	(.6060)	(.5164)	(.5755)	(.5090)

Em relação ao período integral, não há indicação de rejeição à hipótese de RW1. As razões de variância do IBOVESPA sugerem autocorrelações de primeira ordem praticamente nula no horizonte mensal, positiva no horizonte semestral, e negativas nos horizontes bimestral, quadrimestral e de 1, 2, 3 e 4 anos.

A autocorrelação mensal de primeira ordem próxima de zero do período integral não é robusta à amostragem. No primeiro subperíodo, a razão de variância de ordem 2 revela uma autocorrelação mensal positiva da magnitude de 12%, significativa ao nível de 10%. Já no segundo subperíodo, as razões de variância de ordem 2 das três carteiras são inferiores à unidade, sendo inclusive significativa a 5% para a carteira VW. A autocorrelação negativa no

horizonte quadrimestral é mantida para as carteiras EW e VW, mas torna-se próxima de zero para o IBOVESPA nos subperíodos. As autocorrelações negativas dos horizontes de dois e três anos tornam-se positivas nos demais subperíodos, e a do horizonte de quatro anos torna-se positiva no primeiro subperíodo. A autocorrelação positiva no horizonte semestral é mantida no segundo subperíodo, sendo próxima de zero no primeiro.

As únicas autocorrelações de primeira ordem robustas à amostragem são as do horizontes bimestral e anual, mantendo seu padrão negativo nas demais carteiras para os dois subperíodos. Pode-se notar que os níveis de significância marginal das razões de variância da carteira VW são ligeiramente menores em relação ao EW, indicando uma rejeição à hipótese de previsibilidade mais fraca para o primeiro. De maneira geral, as evidências de previsibilidade dos retornos de médio e longo prazo são estatisticamente mais fracas do que as dos retornos de curto prazo.

ii. RW3

Tabela 18: Razões de variância sobrepostas com retornos mensais sob RW3

	VR(2)	VR(3)	VR(4)	VR(6)	VR(8)	VR(12)	VR(16)	VR(24)	VR(32)	VR(36)	VR(48)	VR(64)	VR(72)	VR(96)
A. Período 01/70 a 03/98														
Ibov.	0.96	0.95	0.89	0.83	0.83	0.87	0.83	0.65	0.56	0.55	0.54	0.45	0.41	0.32
	(.6844)	(.6742)	(.4762)	(.3805)	(.4422)	(.6528)	(.6169)	(.4064)	(.3603)	(.3824)	(.4326)	(.4040)	(.3908)	(.3790)
B. Subperíodo 01/70 a 02/86														
Ibov.	1.11	1.10	1.06	1.05	0.99	1.02	0.98	0.91	1.01	1.05	0.99	0.99	0.96	0.86
	(.0971)	(.3512)	(.6601)	(.7770)	(.9723)	(.9490)	(.9537)	(.8380)	(.9781)	(.9186)	(.9874)	(.9871)	(.9472)	(.8542)
C. Subperíodo 03/86 a 03/98														
Ibov.	0.89	0.87	0.83	0.77	0.78	0.78	0.73	0.52	0.39	0.38	0.46	0.40	0.41	0.35
	(.3592)	(.4631)	(.4065)	(.3650)	(.4628)	(.5640)	(.5496)	(.3948)	(.3401)	(.3583)	(.4827)	(.4866)	(.5071)	(.5090)
EW	0.91	0.88	0.84	0.78	0.75	0.68	0.65	0.50	0.38	0.35	0.38	0.29	0.25	0.17
	(.4151)	(.4217)	(.4016)	(.3522)	(.3662)	(.3687)	(.4084)	(.3390)	(.3100)	(.3130)	(.4002)	(.3880)	(.3880)	(.3858)
VW	0.80	0.79	0.75	0.69	0.68	0.64	0.60	0.45	0.36	0.35	0.38	0.28	0.25	0.17
	(.1612)	(.2873)	(.2863)	(.2757)	(.3206)	(.3612)	(.3853)	(.3288)	(.3202)	(.3371)	(.4204)	(.4033)	(.4059)	(.3977)

Na Tabela 18 são reportadas as estimativas assintóticas das razões de variância com observações sobrepostas $\bar{VR}(q)$ sob RW3 dadas por (8) calculadas com base nos retornos mensais, utilizando a estatística de teste $\psi^*(q)$, assintoticamente consistente à heterocedasticidade. São avaliadas as evidências tanto do período integral, quanto dos dois subperíodos estabelecidos. Os níveis de significância marginal são reportados abaixo das respectivas razões de variância.

Comparando os resultados com os análogos sob a hipótese de RW1 (Tabela 16), podemos observar que as razões de variância de ordem 2 a 4 da carteira VW, as quais já não eram robustas à amostragem, deixam de ser significativas. A única razão de variância significativa sob RW3 é a de ordem 2 do IBOVESPA no primeiro subperíodo.

4.2.3. Ativos Individuais

A Tabela 19 apresenta as médias das razões de variância *cross-section* $\bar{VR}(q)$ calculadas com observações sobrepostas dadas por (6), e seus respectivos desvios padrão reportados abaixo. A característica marcante é a semelhança do comportamento dos ativos individuais com a carteira EW na análise das razões de variância do mesmo subperíodo. As mesmas são todas inferiores à unidade, variando de 0.84 a 0.40, indicando uma reversão à média nos ativos individuais, para a qual o nível de significância é desconhecido.

Tabela 19: Médias cross-section das razões de variância sobrepostas dos ativos individuais com retornos mensais no período de 03/86 a 03/98

	VR(2)	VR(3)	VR(4)	VR(6)	VR(8)	VR(12)	VR(16)	VR(24)	VR(32)	VR(36)	VR(48)	VR(64)	VR(72)	VR(96)
VR	0.88	0.85	0.81	0.77	0.77	0.75	0.72	0.61	0.53	0.52	0.63	0.55	0.55	0.40
des.pad.	(.1187)	(.2813)	(.1474)	(.2813)	(.2026)	(.2813)	(.2813)	(.2813)	(.2813)	(.2813)	(.2813)	(.2813)	(.2813)	(.2813)

4.2.4. Carteiras agrupadas por tamanho

Tabela 20: Razões de variância sobrepostas com retornos mensais das carteiras por tamanho de 03/86 a 03/98 sob RW1 e RW3

RW1	VR(2)	VR(3)	VR(4)	VR(6)	VR(8)	VR(12)	VR(16)	VR(24)	VR(32)	VR(36)	VR(48)	VR(64)	VR(72)	VR(96)
F. Peq.	1.00	0.91	0.93	0.97	0.98	1.01	1.07	0.95	0.92	0.93	1.28	1.00	0.92	0.35
	(.9993)	(.4820)	(.6639)	(.8736)	(.9422)	(.9747)	(.8507)	(.9085)	(.8808)	(.8973)	(.6701)	(.9995)	(.9256)	(.4845)
F. Méd.	0.86	0.82	0.77	0.70	0.70	0.66	0.65	0.51	0.39	0.36	0.49	0.43	0.43	0.33
	(.0896)	(.1418)	(.1470)	(.1506)	(.2199)	(.2793)	(.3373)	(.2797)	(.2526)	(.2528)	(.4321)	(.4509)	(.4786)	(.4750)
F. Gnd.	0.75	0.72	0.67	0.60	0.62	0.63	0.58	0.48	0.42	0.43	0.58	0.47	0.51	0.38
	(.0023)	(.0215)	(.0314)	(.0543)	(.1202)	(.2288)	(.2560)	(.2499)	(.2756)	(.3108)	(.5212)	(.4878)	(.5405)	(.5055)
RW3	VR(2)	VR(3)	VR(4)	VR(6)	VR(8)	VR(12)	VR(16)	VR(24)	VR(32)	VR(36)	VR(48)	VR(64)	VR(72)	VR(96)
F. Peq.	1.03	0.98	1.00	1.02	1.00	0.95	0.94	0.77	0.67	0.64	0.69	0.55	0.51	0.39
	(.6804)	(.8484)	(.9824)	(.9077)	(.9936)	(.8681)	(.8721)	(.6255)	(.5455)	(.5377)	(.6469)	(.5596)	(.5419)	(.5017)
F. Méd.	0.90	0.88	0.84	0.75	0.71	0.63	0.59	0.44	0.32	0.28	0.30	0.22	0.19	0.12
	(.3320)	(.4168)	(.3641)	(.2839)	(.2942)	(.2837)	(.3207)	(.2794)	(.2582)	(.2582)	(.3325)	(.3445)	(.3500)	(.3596)
F. Gnd.	0.75	0.72	0.66	0.59	0.58	0.56	0.52	0.40	0.32	0.31	0.33	0.25	0.22	0.14
	(.1051)	(.1865)	(.1735)	(.1725)	(.2247)	(.2904)	(.3161)	(.3032)	(.3067)	(.3217)	(.3931)	(.3928)	(.3954)	(.3919)

Motivado pela menor rejeição à hipótese de previsibilidade da carteira VW, as hipóteses de RW1 e RW3 foram avaliadas para as carteiras de firmas agrupadas por tamanho no segundo subperíodo. As respectivas razões de variância com observações sobrepostas dadas por (6) e (8) são apresentadas na Tabela 20, com seus respectivos níveis de significância marginal reportados abaixo. Contrapondo-se os resultados das firmas grandes e pequenas, observa-se que as razões de variância dos multiperíodos de 2 a 6 meses das firmas grandes são significativas sob RW1, o que é aparentemente coerente com os resultados da carteira VW. Sob RW3, contudo, apenas a razão de variância de ordem 2 é significativa ao nível de aproximadamente 10%.

4.2.5. Matrizes de Autocorrelações Cruzadas e sua Assimetria

A Tabela 21 mostra as matrizes estimadas de autocorrelações cruzadas de primeira ordem $\hat{Y}(1)$ e de assimetria $\hat{Y}(1) - \hat{Y}(1)'$ das carteiras ordenadas por tamanho PORT1, PORT2, PORT3, PORT4 e PORT5 (em ordem crescente de tamanho) nos retornos de médio prazo. Os retornos destas carteiras no tempo t são dados respectivamente por r_{1t} , r_{2t} , r_{3t} , r_{4t} , r_{5t} . Os desvios padrão assintóticos das autocorrelações cruzadas sob a hipótese de RW1 são dados por $1/\sqrt{T}$, sendo portanto iguais a 5.4% nos retornos mensais, 7.6% nos bimestrais, 9.4% nos trimestrais, 10.9% nos quadrimestrais, 13.3% nos semestrais e 18.8% nos anuais²⁹.

A observação das matrizes de assimetria $\hat{Y}(1) - \hat{Y}(1)'$ dos retornos de médio prazo, revela o mesmo padrão observado nos retornos de curto prazo, ou seja, valores positivos abaixo da diagonal principal e negativos acima desta. Contudo, tal assimetria deve-se neste caso a uma razão inteiramente distinta daquela do retorno de curto prazo. Neste último, a mesma era explicada pela dominância da forte autocorrelação positiva entre o retorno em $t-1$ das firmas maiores com o retorno em t das menores, em relação à mais fraca autocorrelação positiva entre o retorno em $t-1$ das firmas menores com o retorno em t das maiores. No médio prazo, a assimetria é explicada pelas fortes autocorrelações negativas entre o retorno em $t-1$ das firmas pequenas com o retorno em t das maiores. Estas sugerem, por exemplo, que

²⁹ Os respectivos viéses dos retornos mensais, bimestrais, trimestrais, quadrimestrais, semestrais e anuais são da ordem de 0.68%, 1.38%, 2.08%, 2.77%, 4.16%, 8.33%.

quando os retornos das firmas pequenas são bem positivos, as firmas grandes apresentarão maior tendência a ter retornos negativos no período seguinte.

Tabela 21: Matrizes de autocorrelações cruzadas de primeira ordem e de assimetria das autocorrelações para carteiras agrupadas por tamanho de 03/86 a 03/98

$\hat{Y}(1)$						$\hat{Y}(1) - \hat{Y}(1)'$					
A. Retornos mensais											
	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	r_{4t}	r_{5t}		r_1	r_2	r_3	r_4	r_5
r_{1t-1}	0.00	-0.03	-0.16	-0.20	-0.24	r_1	0.00	-0.06	-0.23	-0.24	-0.33
r_{2t-1}	0.03	-0.07	-0.18	-0.23	-0.29	r_2	0.06	0.00	-0.18	-0.20	-0.25
r_{3t-1}	0.07	0.00	-0.13	-0.17	-0.24	r_3	0.23	0.18	0.00	-0.02	-0.11
r_{4t-1}	0.05	-0.03	-0.15	-0.20	-0.26	r_4	0.24	0.20	0.02	0.00	-0.08
r_{5t-1}	0.09	-0.04	-0.13	-0.18	-0.26	r_5	0.33	0.25	0.11	0.08	0.00
B. Retornos bimestrais											
	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	r_{4t}	r_{5t}		r_1	r_2	r_3	r_4	r_5
r_{1t-1}	-0.04	0.00	-0.11	-0.16	-0.25	r_1	0.00	0.03	-0.09	-0.14	-0.26
r_{2t-1}	-0.03	-0.02	-0.14	-0.22	-0.28	r_2	-0.03	0.00	-0.15	-0.21	-0.30
r_{3t-1}	-0.03	0.02	-0.08	-0.18	-0.25	r_3	0.09	0.15	0.00	-0.08	-0.21
r_{4t-1}	-0.03	-0.01	-0.10	-0.18	-0.23	r_4	0.14	0.21	0.08	0.00	-0.10
r_{5t-1}	0.01	0.02	-0.04	-0.13	-0.18	r_5	0.26	0.30	0.21	0.10	0.00
C. Retornos trimestrais											
	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	r_{4t}	r_{5t}		r_1	r_2	r_3	r_4	r_5
r_{1t-1}	-0.07	-0.11	-0.23	-0.20	-0.26	r_1	0.00	0.04	-0.11	-0.09	-0.14
r_{2t-1}	-0.15	-0.24	-0.33	-0.32	-0.39	r_2	-0.04	0.00	-0.15	-0.10	-0.20
r_{3t-1}	-0.12	-0.17	-0.27	-0.27	-0.37	r_3	0.11	0.15	0.00	-0.01	-0.14
r_{4t-1}	-0.11	-0.22	-0.26	-0.27	-0.37	r_4	0.09	0.10	0.01	0.00	-0.16
r_{5t-1}	-0.12	-0.19	-0.22	-0.21	-0.30	r_5	0.14	0.20	0.14	0.16	0.00
D. Retornos quadrimestrais											
	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	r_{4t}	r_{5t}		r_1	r_2	r_3	r_4	r_5
r_{1t-1}	-0.26	-0.29	-0.46	-0.46	-0.47	r_1	0.00	0.01	-0.16	-0.18	-0.29
r_{2t-1}	-0.30	-0.35	-0.50	-0.51	-0.53	r_2	-0.01	0.00	-0.18	-0.21	-0.30
r_{3t-1}	-0.30	-0.32	-0.46	-0.47	-0.51	r_3	0.16	0.18	0.00	-0.05	-0.17
r_{4t-1}	-0.28	-0.31	-0.41	-0.45	-0.48	r_4	0.18	0.21	0.05	0.00	-0.17
r_{5t-1}	-0.18	-0.23	-0.35	-0.31	-0.36	r_5	0.29	0.30	0.17	0.17	0.00
E. Retornos semestrais											
	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	r_{4t}	r_{5t}		r_1	r_2	r_3	r_4	r_5
r_{1t-1}	0.11	-0.12	-0.38	-0.32	-0.36	r_1	0.00	-0.12	-0.60	-0.44	-0.70
r_{2t-1}	0.00	-0.21	-0.38	-0.40	-0.44	r_2	0.12	0.00	-0.39	-0.31	-0.58
r_{3t-1}	0.22	0.01	-0.20	-0.19	-0.21	r_3	0.60	0.39	0.00	0.02	-0.21
r_{4t-1}	0.12	-0.09	-0.21	-0.25	-0.25	r_4	0.44	0.31	-0.02	0.00	-0.28
r_{5t-1}	0.33	0.13	0.00	0.03	-0.04	r_5	0.70	0.58	0.21	0.28	0.00
F. Retornos anuais											
	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	r_{4t}	r_{5t}		r_1	r_2	r_3	r_4	r_5
r_{1t-1}	0.21	0.14	-0.53	-0.55	-0.53	r_1	0.00	-0.21	-1.34	-1.26	-1.26
r_{2t-1}	0.35	0.28	-0.46	-0.43	-0.39	r_2	0.21	0.00	-1.13	-1.03	-1.00
r_{3t-1}	0.81	0.66	-0.20	-0.07	-0.07	r_3	1.34	1.13	0.00	0.15	0.16
r_{4t-1}	0.71	0.60	-0.22	-0.18	-0.16	r_4	1.26	1.03	-0.15	0.00	0.10
r_{5t-1}	0.73	0.61	-0.23	-0.26	-0.28	r_5	1.26	1.00	-0.16	-0.10	0.00

Efeito <i>ARCH</i> : $e_{it}^2 = \beta_1 + \beta_2^* e_{it-1}^2$							
Carteira EW	b_1	b_2	R^2	Carteira VW	b_1	b_2	R^2
Coef.	.03	.04	.00	Coef.	.03	.10	.01
p-value	(.0000)	(.6512)	-	p-value	(.0002)	(.2521)	-

4.2.7. Testes de Não Linearidade na Média e na Variância

i. Teste de McLeod-Li

A Tabela 23 apresenta os resultados do teste aplicado à série de quadrado dos retornos do IBOVESPA no período integral, com a estatística de pormeanteau $Q_{xx}(k)$ dada por (14) e seu respectivo nível de significância marginal reportado abaixo. A evidência revela a existência de dependência não-linear na série de retornos nos horizontes mensal a quadrimestral. Deve-se lembrar que a aceitabilidade da hipótese de que os retornos ao quadrado são descorrelatados nos horizontes semestral e anual não exclui a possibilidade de existência de correlação dos retornos em ordens superiores.

Tabela 23: Teste de McLeod-Li nos retornos de médio prazo para o IBOVESPA no período de 01/70 a 03/98

	$Q_{xx}(5)$	$Q_{xx}(10)$	$Q_{xx}(15)$	$Q_{xx}(20)$
A. Retornos mensais	26.06 (.0001)	88.71 (.0000)	103.55 (.0000)	107.03 (.0000)
B. Retornos bimestrais	17.70 (.0033)	26.48 (.0032)	37.32 (.0011)	41.40 (.0033)
C. Retornos trimestrais	15.92 (.0071)	32.31 (.0004)	44.36 (.0001)	51.25 (.0001)
D. Retornos quadrimestrais	24.72 (.0002)	43.16 (.0000)	44.99 (.0001)	47.81 (.0005)
E. Retornos semestrais	1.68 (.8912)	12.45 (.2560)	15.69 (.4031)	16.73 (.6707)
F. Retornos anuais	3.66 (.5998)	6.90 (.7350)		

ii. Teste de Hsieh

O teste de Hsieh foi aplicado às séries de resíduos filtrados de dependência linear do IBOVESPA no período integral conforme a metodologia de Box e Jenkins (1976). Nos retornos mensais foram incluídas variáveis *dummy* para os meses do ano. O número de defasagens das especificações lineares dos processos de retornos foi de 9, 9, 5, 4, 2, 1 defasagens nos horizontes mensal, bimestral, trimestral, quadrimestral, semestral e anual, respectivamente.

A Tabela 24 apresenta as estatísticas $\hat{\phi}(i, j)$ do teste de Hsieh dadas por (15), com seus respectivos níveis de significância marginal reportados abaixo. Em todos os horizontes houve rejeição da hipótese nula ao nível de 10%. Isto de dá em $\hat{\phi}(3,2)$ e $\hat{\phi}(4,1)$ no horizonte mensal,

e em $\hat{\phi}(2,1), \hat{\phi}(3,2), \hat{\phi}(3,1), \hat{\phi}(3,2)$ e $\hat{\phi}(3,2)$ nos horizontes bimestral, trimestral, quadrimestral, semestral e anual. A evidência dos dois testes tomada conjuntamente sugere a existência de não-lineares na média e na variância.

Tabela 24: Teste de Hsieh nos retornos de médio prazo para o IBOVESPA no período de 01/70 a 03/98

	$\hat{\phi}(1,1)$	$\hat{\phi}(2,1)$	$\hat{\phi}(2,2)$	$\hat{\phi}(3,1)$	$\hat{\phi}(3,2)$	$\hat{\phi}(3,3)$	$\hat{\phi}(4,1)$	$\hat{\phi}(4,2)$	$\hat{\phi}(4,3)$	$\hat{\phi}(4,4)$
A. Retornos mensais	.48 (.1748)	.10 (.3013)	-.14 (.3698)	-.01 (.8277)	-.17 (.0402)	.01 (.9521)	-.19 (.0545)	-.07 (.4195)	-.11 (.4960)	-.03 (.9205)
B. Retornos bimestrais	.44 (.1145)	-.29 (.0394)	.02 (.9594)	.16 (.3909)	.11 (.3824)	-.29 (.3160)	-.12 (.2988)	.23 (.3314)	.03 (.7688)	.09 (.7363)
C. Retornos trimestrais	.18 (.4642)	.01 (.9403)	.17 (.2654)	-.01 (.9406)	.15 (.0490)	-.11 (.5685)	.17 (.2068)	.06 (.3978)	-.10 (.3959)	.04 (.8137)
D. Retornos quadrimestrais	.10 (.8138)	.45 (.1126)	-.08 (.7698)	.34 (.0615)	-.20 (.2451)	.08 (.7345)	.02 (.9039)	-.12 (.5069)	-.34 (.0810)	.28 (.2758)
E. Retornos semestrais	.35 (.3059)	.15 (.4307)	-.26 (.2990)	.19 (.3447)	-.39 (.0551)	.40 (.3800)	-.20 (.3571)	.20 (.1780)	-.20 (.3838)	.59 (.1393)
F. Retornos anuais	-.33 (.2906)	.18 (.3224)	.66 (.3353)	-.01 (.9422)	-.58 (.0443)	-.14 (.7092)	-.22 (.2859)	.13 (.7131)	.36 (.3981)	-.09 (.8697)

4.1.8. Sumário e Comparação com Resultados Americanos

A Tabela Resumo II sumariza os resultados obtidos com retornos mensais. Na análise dos retornos de médio prazo, as evidências de previsibilidade concentram-se nas sazonalidades observadas nos retornos mensais em outubro e novembro e na forte assimetria das autocorrelações cruzadas de primeira ordem. Ambas não são encontradas na análise norte-americana, de forma que a literatura ainda não apresenta interpretações para tais fatos. O "efeito janeiro" observado no mercado norte-americano não é confirmado no mercado brasileiro. O fato estilizado de reversão à média no mercado norte-americano nos horizontes de longo prazo de três a cinco anos para carteiras EW não foi encontrado. Contudo, a potência dos testes foi comprometida nestes casos pela limitação da extensão da base de dados. A ausência de previsibilidade linear univariada nos horizontes de médio prazo é compatível com a evidência norte-americana. Os testes de não-linearidade revelam que modelos não lineares na média e/ou na variância podem ser úteis na previsão de retornos.

Tabela 25: Evidência empírica obtida com retornos mensais.

Teste	Dados Mensais
RW1	Período Integral: nenhuma razão de variância com dados foi significativa a 10%. Subperíodos: persistência de 2 meses nos retornos a 10% no 1º subperíodo para o IBOVESPA. Reversão à média de 2 a 4 meses nos retornos a 10% no 2º subperíodo para o VW.
RW3	Período Integral: nenhuma razão de variância foi significativa a 10%. Subperíodos: persistência de 2 meses nos retornos a 10% no 1º subperíodo para o IBOVESPA.
Ativos Individuais	Razões de variância de 2 a 96 meses inferiores à unidade no 2º subperíodo.
Tamanho	No 2º subperíodo observa-se reversão à média de 2 a 6 meses a 10% na carteira de firmas grandes sob RW1, mas apenas em 2 meses sob RW3.
Sazonalidade	No 2º subperíodo observa-se que os retornos possuem uma tendência a serem ligeiramente menores em outubro e novembro para EW e VW.

C. Testes realizados com retornos mensais, bimestrais, trimestrais, quadrimestrais, semestrais e anuais.

Teste	Dados Mensais a Anuais
Normalidade	Período integral: com exceção dos dados quadrimestrais, Jarque Bera rejeita normalidade a 10% para o IBOVESPA. Subperíodo 86/98: com exceção dos dados quadrimestrais e anuais, Jarque Bera rejeita normalidade a 10% para o IBOVESPA e EW em todos os casos. Para o VW, Jarque Bera rejeita a 10% apenas nos dados mensais, bimestrais e trimestrais.
Assimetria	Período integral: rejeição à simetria pela regressão dos quantis a 1% para o IBOVESPA em todos os casos, indicando assimetria negativa. Subperíodo 86/98: rejeição à simetria pela regressão dos quantis a 1% para o IBOVESPA em todos os casos. Para o EW não há rejeição à simetria a 10% apenas nos dados mensais e bimestrais. Para o VW não há rejeição à simetria a 10% apenas nos dados quadrimestrais. Nos casos de rejeição reportados a assimetria foi negativa.
Curtose	Período integral: em todos os casos o índice da cauda indica curtose. Subperíodo 86/98: apenas nos dados quadrimestrais e anuais o coeficiente de curtose é próximo a três, sendo bem superior em todos os demais casos para o IBOVESPA e o EW. Para o VW o coeficiente de curtose também é próximo de três no horizonte semestral.
Tamanho	No 2º subperíodo observa-se assimetria das autocorrelações cruzadas nas carteiras de firmas agrupadas por tamanho do horizonte mensal ao anual.
Não Linearidade	No período integral o teste de McLeod-Li revela dependência não linear nos retornos do IBOVESPA do horizonte mensal ao quadrimestral. No período integral o teste de Hsieh rejeita a hipótese de linearidade na média para o IBOVESPA do horizonte mensal ao anual. Isto sugere que nos retornos semestrais e anuais a não linearidade dos retornos deva ser na variância. Nos horizontes mensal ao quadrimestral além da não linearidade na média, é possível que haja não linearidade na variância.

V. CONCLUSÃO

Por tratar-se de um mercado emergente, poderia se esperar que os indícios de ineficiência no mercado acionário brasileiro fossem maiores do que os para o mercado americano. Esperaria-se também que a ineficiência fosse reduzida ao longo do tempo. As autocorrelações de primeira ordem altamente significativas para retornos diários e semanais, e declinantes no período recente, parecem a primeira vista confirmar esta expectativa. Mas a disciplina do ofício de economista nos obriga a antes examinar a hipótese de que esta evidência seja compatível com a eficiência de mercado.

Três interpretações podem tentar compatibilizar a evidência de previsibilidade, com a hipótese de mercado eficiente: (i) os padrões de previsibilidade são compatíveis com retornos esperados variantes ao longo do tempo, dentro do contexto do modelo de equilíbrio intertemporal com expectativas racionais de Lucas (1978); também chamado de CCAPM (Consumption Capital Asset Pricing Model) (ii) os fatos estilizados não são robustos ao tratamento adequado dos dados, sendo derivados de problema de microestrutura do mercado; (iii) os lucros extraordinários derivados de estratégias que explorem os padrões de previsibilidade indicados seriam eliminados quando considerados os custos explícitos de transação, tais quais custos de corretagem e impostos.

Em relação à primeira destas possíveis explicações, cabe ressaltar que o CCAPM é adequado para explicar padrões de previsibilidade nos retornos a partir de variações do retorno esperado ao longo do ciclo econômico, tais quais as autocorrelações negativas no longo prazo encontradas para retornos americanos. Entretanto, a previsibilidade encontrada foi de retornos diários e semanais. Não nos parece razoável atribuí-las a mudanças no retorno requerido resultantes de alterações percebidas na fase do ciclo econômico.

Quanto à segunda interpretação, cabem algumas observações. Em primeiro lugar, em modelos de microestrutura *bid-ask-spread* e *nonsynchronous trading* geram autocorrelações negativas nos ativos individuais nos retornos diários (CLM). Contudo, autocorrelações positivas foram encontradas. Em segundo lugar, embora o *nonsynchronous trading* possa gerar autocorrelações positivas nos retornos de curto prazo de carteiras, a evidência apontada na Tabela 5 do Apêndice sugere que este efeito não seja capaz de explicar as magnitudes de autocorrelações observadas. Em terceiro lugar, em relação às matrizes de assimetria das autocorrelações cruzadas, um modelo de *nonsynchronous trading* deveria ser aplicado para

que um possível viés das autocorrelações cruzadas gerado pela falta de liquidez pudesse ser quantificado (CLM). Entretanto, dadas a magnitude dos valores encontradas, é pouco provável que toda ela possa ser explicada por *nonsynchronous trading*.

Finalmente, a testabilidade da terceira interpretação requer a especificação de modelos de previsibilidade e sua sujeição a simulações na presença de custos explícitos de transação. De acordo com Cochrane (1999), a magnitude das autocorrelações de primeira ordem para retornos diários americanos (35% para carteira EW) não é suficiente para gerar retornos extraordinários em estratégias que explorem estas correlações. A razão apontada são os custos de transação, a pouca liquidez das ações pequenas e o alto custo das vendas a descoberto. No Brasil a magnitude é similar, e certamente os obstáculos apontados não são menores do que os americanos, o que sugere a impossibilidade de se gerar retornos extraordinários no mercado brasileiro explorando-se estas autocorrelações, apesar da sua alta significância estatística. Neste sentido, a menor magnitude das autocorrelações no período mais recente pode tão somente refletir a redução dos custos de transação. Por fim, em relação as sazonalidades encontradas, é provável que estratégias que as explorem encontrem os mesmos obstáculos, conforme reportado na literatura para o mercado americano³⁰ De qualquer forma, uma avaliação de estratégias que explorem as previsibilidades reportadas, incorporando explicitamente os custos de transação do mercado brasileiro seria um exercício interessante.

VI. REFERÊNCIAS

- BIDERMAN, Ciro (1996), Incerteza e informação nos modelos econômicos, *Dissertação de Mestrado*, FGV/EAESP, São Paulo.
- BLACK, Fisher (1986), Noise, *Journal of Finance* 41, p.529-43.
- BONOMO, M. e R. Garcia (1994), Can a well-fitted equilibrium asset pricing model produce mean reversion?, *Journal of Applied Econometrics* 9, p. 19-29.

³⁰ Lakonishok and Smidt (1988) e Roll (1983). argumentam que os aparentes lucros extraordinários derivados da exploração de sazonalidades no mercado norte-americano seriam eliminados quando levados em consideração tanto os custos de transação, quanto o *bid-ask-spread*.

- BONOMO, M. e R. Garcia (1996), Consumption and equilibrium asset pricing: an empirical assesment, *Journal of Empirical Finance*, vol. 3., issue 3, p. 239-265.
- BOX, George E. P. e Gwilym M. Jenkins (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, rev. ed. San Francisco, Holden-Day.
- BRITO, Ney O. e José Célio F. de Manazes (1981), A eficiência informacional fraca do mercado à vista na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro no período 1973-1980, *Relatório de Pesquisa 22* (Setembro), COPPEAD, UFRJ.
- CAMPBELL, John Y., Andrew W. Lo e A. Craig MacKinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, New Jersey.
- CARVALHO, André C. (1998), O efeito de impostos no comportamento das ações do dia em que ficam ex-dividendos, *Dissertação de Mestrado*, PUC/Rio.
- CECHETTI, Stephen G., Pok-Sang Lam e Nelson C. Mark (1990), Mean reversion in equilibrium asset prices, *The American Economic Review* 80, p. 398-418.
- COCHRANE, John (1999), "New Facts in Finance," *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago 23 (3) 36-58.
- CONRAD, Jennifer e Gautam Kaul (1988), Time-variation in expected returns, *Journal of Business* 61, p. 409-425.
- CORREA, Mario M. R. da Luz e Pedro V. Pereira (1997). Modelos não lineares em finanças: previsibilidade em mercados financeiros e gestão de risco, *Trabalho USP*.
- CROSS, Frank (1973), The behaviour of stock prices on Fridays and Mondays, *Financial Analysts Journal* 29 (Novembro/Dezembro), p. 67-69.

- DELONG, B., A. Shleifer, L. Summers e M. Waldmann (1990), Noise Trader Risk in Financial Markets, *Journal of Political Economy*, 98, p. 703-778.
- FAMA, Eugene F. (1970), Efficient capital markets: a review of theory and empirical work, *Journal of Finance* 25, p. 383-417.
- _____, (1991), Efficient capital markets: II, *Journal of Finance* 46, p. 1575-1613.
- _____, e Kenneth R. French (1988), Permanent and temporary components of stock prices, *Journal of Political Economy* 96, p. 246-273.
- FISHER, Lawrence (1966), Some new stock market indexes, *Journal of Business* 39, p. 191-225.
- FRENCH, Kenneth R. (1980), Stock returns and the weekend effect, *Journal of Financial Economics* 8, p. 55-69.
- _____, G. Schwert e R. Stambaugh (1987), Expected stock returns and volatility, *Journal of Financial Economics*, 19, p. 3-30.
- FULLER, W.(1976), *Introduction to Statistical Times Series*, Wiley, Nova Yorque.
- GIBBONS, Michael R. e Patrick Hess (1981), Day of the week effects and asset returns, *Journal of Business* 54, p. 3-27.
- HARVEY, A. C. (1993), *Time Series Models*, Harvester Wheatsheaf, Londres.
- HSIEH, David (1989), Testing for nonlinear dependence in daily foreign exchange rates, *Journal of Business* 62, p. 339-368.
- JARQUE, C.M e A.K. Bera (1987), A test for normality of observations, *International Statistical Review*, 55, p. 163-172.

- JEGADEESH, N. (1991), Seasonality in stock price mean reversion: evidence from the U.S. and U.K., *Journal of Finance* 46, p. 1427-44.
- KLEIM, Donald B. (1983), Size-related anomalies and the stock return seasonality, *Journal of Financial Economics* 12, p. 13-32.
- LAKONISHOK, Josef e Seymour Smidt (1988), Are seasonal anomalies real?: A ninety year perspective, *Review of Financial Studies* 1, p. 435-455.
- LO, Andrew W. e A. Craig Mackinlay (1988), Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test, *Review of Financial Studies* 1, p. 41-66.
- _____, (1989), The size and power of the variance ratio test in finite samples: a Monte Carlo investigation, *Journal of Econometrics* 40, p. 203-238.
- _____, (1990), An econometric analysis of nonsynchronous trading, *Journal of Econometrics* 45, p. 181-212.
- LUCAS, Robert E. (1978), Asset prices in an exchange economy, *Econometrica* 46, p. 1429-1445.
- MALKIEL, Burton (1990), *A Random Walk Down Wall Street*, WW. Norton & Company, Nova Yorque, 5^a ed.
- MCLEOD, A. J. e W. K. Li (1983), Diagnostic checking ARMA times series models using squared residuals correlations", *Journal of Time Series Analysis* 4, p. 269-73.
- POTERBA, James e Lawrence Summers (1988), Mean reversion in stock prices: evidence and implications, *Journal of Financial Economics* 22, p. 27-59.

- RICHARDSON M. e T. Smith (1991), Tests of financial models with the presence of overlapping observations, *Review of Economic Studies* 4, p.227-254.
- _____, (1994), A unified approach to testing for serial correlation in stock returns, *Review of Financial Studies* 4, p. 227-254.
- ROLL, Richard (1983), Vas ist Das? The turn-of-the-year effect and the return premia of small firms, *Journal of Portfolio Management* 9, p. 18-28.
- SUMMERS, Lawrence H. (1988), Does the stock market rationally reflect fundamental values?, *Journal of Finance* 41, p. 591-601.
- WHITE, H. (1980), A heterocedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heterocedasticity, *Econometrica* 48, p. 817-838.

APÊNDICE

A Tabela 1 apresenta para cada proporção máxima de dias não transacionados no período de 04/03/86 a 15/04/98 a quantidade de ações que satisfaz a restrição de liquidez, dentre as 91 ações pré-selecionadas do banco de dados da Econômica. Estatísticas descritivas das características de liquidez das 91 ações são também apresentadas.

Tabela 1: Relação entre a proporção de dias não transacionados e a quantidade total de ações							
Período: 04/03/86 a 15/04/98				Seleção Inicial: 91 ações			
Proporção	Total de Ações	Proporção	Total de Ações	Proporção	Total de Ações	Proporção	Total de Ações
<5%	29	<15%	53	<30%	72	<60%	89
<10%	43	<20%	61	<35%	75	<80%	91
<11.33%	45	<25%	66	<40%	78		
Média	17.08%	Desvio Padrão	17.24%	Mediana	11.33%	Máximo	71.51%
						Mínimo	00.03%

A Tabela 2 apresenta a composição da carteira EW de 66 ações com ponderação igual, bem como as 4 exclusões da carteira ponderado por valor VW, com as respectivas proporções de dias não transacionados de cada ação.

Tabela 2: Composição das carteiras e proporção de dias não transacionados					
Carteira EW			Proporção Média de Dias Não Transacionados: 10.71%		
Ação	(%)	Ação	(%)	Ação	(%)
Acesita PN	20.6%	Cim Itau PN	9.4%	Noroeste PN	27.6%
Aços Villares PN	13.1%	Cofap PN	4.5%	Paranapanema PN	0.7%
Aubos Trevo PN	21.3%	Confab PN	16.7%	Petrobras PN	0.2%
Agroceres PN	14.0%	Copene PNA	0.5%	Random Partic. PN	15.2%
Alpargatas PN	7.5%	Duratex PN	0.1%	Real PN	3.9%
Aracruz PNB	5.1%	Eberle PN	8.5%	Ripasa PN	12.6%
Artex PN	32.1%	Eluma PN	4.3%	Sadia Concord PN	0.2%
Bandeirantes PN	18.1%	Eletrolux PN	25.6%	St Alimentos ON	30.7%
Banespa PN	0.6%	Estrela PN	7.0%	Serrana PN	28.9%
Bcn PN	11.3%	Fertisul PN	20.1%	Sharp PN	1.0%
Belgo Mineira PN	4.1%	Ind Villares PN	21.2%	Souza Cruz ON	2.7%
Bic Caloi PNB	15.9%	Ipiranga Pet PN	4.9%	Sudameris ON	14.4%
Bradesco PN	0.0%	Itaubanco PN	0.2%	Supergasbras PN	19.6%
Brahma PN	0.2%	Itausa PN	1.1%	Teka PN	5.1%
Brasil PN	1.2%	Klablin PN	0.8%	Telesp PN	7.5%
Brasmotor PN	3.8%	Light ON	6.9%	Transbrasil PN	25.1%
Casa Anglo PN	21.9%	Magnesita PNA	12.6%	Unibanco PN	3.2%
Cbv Ind Mec PN	25.5%	Manah PNA	17.5%	Unipar PNB	0.7%
Cemig PN	1.5%	Mangels PN	8.4%	Vale Do Rd PN	18.8%
Cesp PN	17.9%	Mannesmann ON	9.3%	Varig PN	14.3%
Ceval PN	1.5%	Met. Barbara PN	5.6%	Vidr S Marina PN	12.9%
Chapeco PN	31.3%	Metal Leve PN	7.6%	White Martins ON	0.3%

Exclusões da Carteira VW: Agroceres PN / BCN PN / Noroeste PN / Sadia Concord PN.

A Tabela 3 apresenta as ponderações de cada uma das 62 ações da carteira VW, calculadas anualmente com base no valor de mercado da firma em relação ao da carteira de mercado.

Tabela 3: Ponderações das ações na carteira VW

Ações\Anos	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Acesita PN	0.8%	0.3%	0.2%	0.4%	0.2%	0.2%	0.9%	1.0%	1.6%	1.1%	0.4%	0.1%	0.3%
Aços Villares PN	0.5%	0.2%	0.3%	0.6%	0.1%	0.1%	0.4%	0.1%	0.1%	0.2%	0.1%	0.1%	0.0%
Ad. Trevo PN	0.2%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Alpargatas PN	2.2%	2.1%	1.5%	1.4%	1.3%	0.4%	0.4%	0.6%	0.5%	0.4%	0.1%	0.1%	0.1%
Aracruz PNB	2.0%	5.2%	4.9%	7.1%	6.4%	4.2%	3.8%	2.6%	2.7%	2.6%	1.9%	1.3%	1.4%
Artex PN	0.2%	0.3%	0.1%	0.2%	0.1%	0.0%	0.1%	0.1%	0.2%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%
Bandeirantes PN	0.0%	0.1%	0.1%	0.1%	0.2%	0.1%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.2%	0.1%	0.4%
Banespa PN	0.7%	2.2%	1.5%	1.2%	1.3%	0.8%	1.0%	0.7%	0.7%	0.3%	0.2%	1.4%	2.0%
Belgo Min. PN	1.3%	1.3%	1.5%	2.3%	1.2%	0.7%	2.0%	0.9%	0.8%	0.4%	0.3%	0.2%	0.2%
Bic Caloi PNB	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Bradesco PN	7.1%	6.0%	5.0%	4.0%	5.9%	5.3%	8.1%	7.7%	6.5%	8.7%	7.4%	8.6%	8.4%
Brahma PN	0.9%	1.7%	0.9%	1.4%	3.2%	5.2%	3.6%	2.7%	2.8%	4.5%	4.3%	4.4%	4.5%
Brasil PN	8.6%	13.5%	10.4%	5.2%	5.7%	4.1%	11.9%	2.6%	2.5%	1.8%	6.6%	4.7%	7.3%
Brasmotor PN	0.8%	1.5%	0.9%	1.3%	0.9%	0.3%	0.7%	1.0%	1.3%	0.8%	0.8%	0.2%	0.4%
Casa Anglo PN	0.4%	0.5%	0.2%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.2%	0.4%	0.1%	0.0%	0.1%	0.1%
Cbv Ind Mec PN	0.2%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Cemig PN	1.2%	1.1%	1.2%	1.9%	0.8%	1.7%	1.1%	4.4%	3.9%	4.5%	4.8%	5.1%	4.7%
Cesp PN	1.1%	3.8%	1.3%	1.4%	0.8%	2.8%	2.1%	7.3%	5.3%	4.3%	3.9%	5.0%	2.1%
Ceval PN	0.3%	0.2%	0.3%	1.1%	0.4%	0.3%	0.5%	0.3%	0.6%	0.6%	0.3%	0.6%	0.3%
Chapeco PN	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%	0.0%	0.0%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Cim Itau PN	0.7%	1.0%	0.7%	1.5%	1.6%	1.4%	2.1%	1.3%	1.3%	1.0%	1.0%	0.4%	0.5%
Cofap PN	0.8%	1.0%	1.5%	2.6%	1.9%	0.4%	0.7%	0.7%	0.4%	0.2%	0.2%	0.1%	0.3%
Confab PN	0.3%	0.2%	0.4%	0.2%	0.1%	0.0%	0.1%	0.1%	0.3%	0.1%	0.1%	0.2%	0.1%
Copene PNA	1.2%	3.8%	4.9%	4.0%	2.8%	0.8%	1.5%	1.0%	1.9%	1.2%	0.7%	0.5%	0.3%
Duralex PN	0.8%	0.8%	1.1%	1.3%	1.4%	0.7%	1.1%	0.9%	0.7%	0.5%	0.4%	0.3%	0.3%
Eberle PN	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Eluma PN	0.1%	0.2%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%
Eletrolux PN	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.2%	0.5%	0.4%	0.4%	0.3%	0.5%
Estrela PN	1.1%	0.6%	0.2%	0.3%	0.1%	0.0%	0.1%	0.0%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Fertisul PN	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%	0.2%
Ind Villares PN	0.1%	0.1%	0.1%	0.2%	0.0%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.2%	0.0%
Ipiranga Pet PN	0.3%	0.4%	0.4%	0.2%	0.6%	0.2%	0.2%	0.8%	1.2%	0.7%	0.8%	0.7%	0.5%
Itaubanco PN	2.8%	3.4%	3.1%	2.3%	2.8%	4.1%	6.4%	4.3%	4.2%	5.2%	6.0%	5.8%	8.3%
Itausa PN	2.4%	3.0%	3.5%	3.0%	2.5%	2.2%	2.3%	2.7%	2.3%	2.7%	2.5%	2.2%	2.5%
Klabin PN	1.4%	2.9%	2.8%	4.1%	9.0%	2.4%	1.5%	1.1%	1.2%	1.1%	0.8%	0.3%	0.2%
Light ON	0.3%	1.8%	1.5%	1.7%	1.9%	2.9%	1.6%	5.4%	4.7%	5.2%	4.0%	3.9%	2.1%
Magnesita PNA	0.2%	0.2%	0.5%	0.7%	0.1%	0.3%	0.6%	0.3%	0.3%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%
Manah PNA	0.2%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%
Mangels PN	0.1%	0.1%	0.0%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Mannesmann ON	1.4%	1.0%	1.6%	2.5%	1.1%	0.6%	0.9%	0.3%	0.5%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%
Met. Barbara PN	0.3%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.4%	0.1%	0.1%	0.0%	0.1%	0.1%	0.1%
Metal Leve PN	0.6%	0.8%	0.8%	1.2%	1.9%	0.5%	0.8%	0.4%	0.3%	0.1%	0.0%	0.0%	0.1%
Paranap. PN	3.0%	1.7%	3.2%	1.5%	1.3%	0.6%	0.7%	0.4%	0.4%	0.4%	0.3%	0.2%	0.1%
Petrobras PN	25.8%	14.4%	19.7%	12.1%	11.2%	19.8%	7.8%	18.0%	17.1%	14.5%	18.6%	22.8%	19.8%
Random Part PN	6.1%	2.0%	1.7%	1.1%	0.9%	0.6%	0.6%	0.1%	0.3%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%

Real PN	0.3%	0.4%	0.3%	0.2%	0.5%	0.2%	0.4%	0.5%	0.4%	0.4%	0.4%	0.5%	0.7%
Ripasa PN	0.3%	1.0%	0.9%	1.4%	0.9%	0.5%	0.4%	0.3%	0.5%	0.3%	0.1%	0.1%	0.0%
St Alimentos ON	1.1%	1.2%	1.0%	1.3%	1.0%	0.3%	0.8%	0.2%	0.8%	0.6%	0.8%	0.2%	0.1%
Serrana PN	1.0%	1.3%	0.7%	0.8%	0.4%	0.1%	0.7%	0.5%	0.3%	0.2%	0.3%	0.1%	0.1%
Sharp PN	1.7%	0.6%	0.1%	0.3%	0.1%	0.1%	0.3%	0.1%	0.4%	0.1%	0.2%	0.1%	0.0%
Souza Cruz ON	3.0%	4.9%	3.5%	5.4%	6.5%	6.2%	8.7%	4.1%	3.2%	2.7%	2.2%	2.2%	3.1%
Sudameris ON	0.1%	0.3%	0.2%	0.3%	0.6%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.3%	0.3%	0.3%	0.5%
Supergasbras PN	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Teka PN	0.2%	0.2%	0.1%	0.2%	0.0%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Telesp PN	0.9%	1.4%	1.7%	0.9%	1.5%	9.0%	5.1%	10.4%	8.7%	11.7%	12.4%	13.7%	14.6%
Transbrasil PN	0.2%	0.0%	0.0%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Unibanco PN	0.9%	0.7%	0.6%	0.6%	1.0%	0.7%	1.2%	1.5%	1.2%	2.9%	3.3%	3.7%	2.4%
Unipar PNB	0.4%	0.6%	1.2%	1.1%	0.8%	0.3%	0.4%	0.2%	0.3%	0.2%	0.1%	0.0%	0.1%
Vale Do Rd PN	6.4%	3.2%	7.6%	11.3%	9.2%	12.8%	10.3%	7.9%	11.6%	12.5%	8.0%	7.0%	8.5%
Varig PN	1.3%	0.3%	0.2%	0.7%	0.4%	0.2%	0.4%	0.2%	0.3%	0.3%	0.1%	0.2%	0.1%
Vid S Marina PN	1.2%	1.4%	1.2%	2.7%	3.4%	2.6%	1.7%	1.4%	1.4%	1.1%	0.7%	0.4%	0.5%
Wh Martins ON	1.7%	2.2%	1.8%	2.0%	3.7%	2.3%	2.8%	1.8%	2.1%	2.0%	3.0%	1.3%	0.7%
Total	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

A Tabela 4 apresenta as diferenças geradas pelo uso de retornos reais deflacionados pelo IGP-DI e retornos em excesso deflacionados pelo CDI na inferência sobre as autocorrelações dos retornos de curto prazo. Pode se notar que os resultados obtidos são muito próximos nos dois casos.

Tabela 4: Autocorrelações ajustadas para viés das carteiras EW e VW sob RW1 deflacionadas pelo IGP-DI e pelo CDI no período de 04/03/86 a 15/04/98

	Carteira EW					Carteira VW				
	$\tilde{\rho}(1)$	$\tilde{\rho}(2)$	$\tilde{\rho}(3)$	$\tilde{\rho}(4)$	$\tilde{\rho}(5)$	$\tilde{\rho}(1)$	$\tilde{\rho}(2)$	$\tilde{\rho}(3)$	$\tilde{\rho}(4)$	$\tilde{\rho}(5)$
A. Retornos diários										
IGP-DI	.32 (.0000)	.18 (.0000)	.10 (.0000)	.10 (.0000)	.07 (.0000)	.23 (.0000)	.09 (.0000)	.04 (.0145)	.06 (.0016)	.04 (.0325)
CDI	.31 (.0000)	.17 (.0000)	.09 (.0000)	.10 (.0000)	.06 (.0006)	.22 (.0000)	.09 (.0000)	.04 (.0348)	.05 (.0041)	.03 (.0814)
B. Retornos semanais										
IGP-DI	.22 (.0000)	.11 (.0088)	-.01 (.7677)	-.05 (.2031)	-.04 (.3366)	.15 (.0003)	.08 (.0480)	-.09 (.0251)	-.08 (.0593)	-.06 (.1682)
CDI	.21 (.0000)	.10 (.0181)	.00 (.9295)	-.04 (.3342)	-.04 (.3360)	.14 (.0007)	.07 (.0777)	-.08 (.0388)	-.07 (.0969)	-.06 (.1574)

A Tabela 5 apresenta as autocorrelações ajustadas para viés de uma carteira mais líquido composto por 36 ações, no qual toda ação possui probabilidade diária de não transacionar inferior a 10%. A probabilidade média de não transacionar das ações desta carteira é de 3.41%. Pode-se notar que embora haja uma pequena redução no valor das

autocorrelações das carteiras ponderadas igualmente e por valor, as mesmas mantêm-se bem elevadas e significativas.

Tabela 5: Autocorrelações ajustadas para viés sob RW1 para a carteira mais líquido no período de 04/03/86 a 15/04/98

	$\tilde{\rho}(1)$	$\tilde{\rho}(2)$	$\tilde{\rho}(3)$	$\tilde{\rho}(4)$	$\tilde{\rho}(5)$
A. Retornos diários					
Carteira EW	.28 (.0000)	.14 (.0000)	.07 (.0002)	.08 (.0000)	.06 (.0027)
Carteira VW	.22 (.0000)	.08 (.0000)	.04 (.0340)	.05 (.0040)	.03 (.0737)
B. Retornos semanais					
Carteira EW	.17 (.0000)	.10 (.0137)	-.06 (.1621)	-.08 (.0488)	-.05 (.2028)
Carteira VW	.13 (.0010)	.08 (.0449)	-.10 (.0126)	-.08 (.0371)	-.05 (.1787)

Uma seleção considerou como observações *outliers* na carteira mais líquido considerado previamente, aquelas que encontram-se três desvios padrão amostrais acima ou abaixo da média. Nos retornos diários, tal intervalo permite aproximadamente uma variação de -8% a + 8% dos retornos em nível. As exclusões no horizonte diário foram 31 para a carteira EW e 38 para o VW. No horizonte semanal foram excluídas 6 observações para ambos as carteiras. Pela Tabela 6 pode-se observar que as autocorrelações foram pouco sensíveis à presença destes *outliers*.

Tabela 6: Autocorrelações ajustadas para viés sob RW1 para a carteira mais líquido no período de 04/03/86 a 15/04/98 após exclusão de *outliers*

	$\tilde{\rho}(1)$	$\tilde{\rho}(2)$	$\tilde{\rho}(3)$	$\tilde{\rho}(4)$	$\tilde{\rho}(5)$
A. Retornos diários					
Carteira EW	.26 (.0000)	.08 (.0000)	.05 (.0031)	.05 (.0091)	.03 (.0719)
Carteira VW	.19 (.0000)	.04 (.0457)	.02 (.3928)	.02 (.2245)	.01 (.6254)
B. Retornos semanais					
Carteira EW	.15 (.0003)	.07 (.0812)	-.01 (.8657)	-.07 (.0723)	-.06 (.1492)
Carteira VW	.10 (.0124)	.04 (.3280)	-.07 (.0868)	-.08 (.0575)	-.03 (.4453)